The Effect of Bill C-12 on Weekly Hours of Work

Prepared for:
Strategic Evaluation and Monitoring
Evaluation and Data Development
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Prepared by:
Jane Friesen and Dennis Maki
Department of Economics
Simon Fraser University
Burnaby, B.C.

October 2000

SP-AH129-03-00E

106-02326/

Acknowledgements

This study was conducted for the Strategic Evaluation and Monitoring Directorate, Human Resources Development Canada. The authors would like to thank, for their constructive comments, Timothy Sargent of the Department of Finance, and Ging Wong, Tom Siedule, and Nazish Ahmad of HRDC. The views expressed here are of the authors' and do not necessarily reflect the opinions of Human Resources Development Canada.

We would also like to thank David Gray, Alice Nakamura and Arthur Sweetman for helpful comments. The portion of the empirical work reported in this paper that uses the TABS version of the LFS data was executed by Dale Campbell at Statistics Canada. His good humour while doing so is much appreciated, as is the cooperation of Deborah Sunter and Nathalie Caron at Statistics Canada in facilitating this arrangement.

Table of Contents

Abstract i

1. Introduction 1

2. The Direct Effect of Bill C-12 on Eligibility and Entitlement across the Weekly Hours of Work Distribution 3

3. The Expected Indirect Effect of these Changes on Weekly Hours 9

4. Changes in the Hours Distribution — Informal Evidence 11

5. Formal Analysis 19
- 5.1 The Econometric Framework 19
- 5.2. Incorporating EI Effects 20
- 5.3 Results 21
- 5.4 Simulations 22
- 5.5 Analysis of Sub-groups 24

6. Conclusion 27

Bibliography 29

Appendix A 31

List of Tables

Table 1 Change in Program Coverage and Weeks of Benefit Entitlement Under Bill C-12 for Different Patterns of Hours and Weeks Worked in the Qualifying Period 4

Table 2 Predicted Effect of Change from UI to EI on the Share of Jobs in Each Hours Category, Stable and Unstable Sectors 10

Table 3 Estimates of the EI Program Parameters, Hazard Function Framework 22

Table 4 Difference in Estimated Logit Coefficients, Probability of Short Hourly Schedules, January to June 25

Table A1 Hazard Model Estimates 31

List of Figures

Figure 1 Average Number of Weeks of Benefit Entitlement for a Worker Employed x Hours Per Week, Low Unemployment Rate Region 6

Figure 2 Average Number of Weeks of Benefit Entitlement for a Worker Employed x Hours Per Week, Medium Employment Rate Region 7

Figure 3 Average Number of Weeks of Benefit Entitlement for a Worker Employed x Hours Per Week, High Unemployment Rate Region 7

Figure 4 Change in Average Number of Weeks of Benefit Entitlement for a Worker Employed x Hours Per Week under Switch to EI 8

Figure 5 Hours Density Functions (Proportion of Jobs Entailing Exactly x Hours Per Week, June, Various Years) 12

Figure 6 Estimated Change in Density Functions (Proportion of Jobs Requiring Exactly x Hours/Week) in Reponse to EI Program 13

Figure 7 Estimated Change in Cumulative Distribution Function (Proportion of Jobs Requiring Fewer than x Hours/Week) in Response to EI Program, Raw Data 14

Figure 8 Estimated Change in Cumulative Distribution Function (Proportion of Jobs Requiring at Least x Hours/Week) in Response to EI Program, Raw Data, Full Sample and Atlantic Provinces) 15

Figure 9 Estimated Change in Cumulative Distribution Function (Proportion of Jobs Requiring at Least x Hours/Week) in Response to EI Program, Raw Data, Full Sample and High Turnover Industries..... 16

Figure 10 Estimated Change in Cumulative Distribution Functions (Proportion of Jobs Requiring at Least x Hours/Week) in Response to EI Program, Raw Data, Full Sample and Seasonal Industries..... 17

Figure 11 Estimated Change in Density Function (Proportion of Jobs Requiring x Hours/Week) in Response to EI Program 23

Figure 12 Estimated Change in Cumulative Function (Proportion of Jobs Requiring at Least x Hours/Week) in Response to EI Program 24

Abstract

Two components of the changes in the Unemployment Insurance Program (UI) that were introduced in Bill C-12 substantially altered the relative costs and benefits of the program to workers on different weekly and annual work schedules: the extension of coverage to workers employed for fewer than 15 hours per week; and the change from a weeks-based to an hours-based formula for calculating program eligibility and benefit entitlement.

This paper examines two consequences of these program changes. First, we document the significant loss of benefit entitlement experienced by some part-time workers. Second, we generate evidence, based on Labour Force Survey data, that workers and firms responded to Bill C-12 by altering weekly work schedules in order to improve their chances of eligibility and benefit entitlement. We find that the proportion of jobs entailing fewer than 15 hours per week declined by about 5 percent in response to the extension of coverage to jobs in this category. In general, we find a tendency to longer hours among part-time workers. This tendency is most pronounced in the Atlantic provinces and in industries that employ large numbers of part-time workers. In seasonal industries, the share of 15-40 hour jobs has declined, while the share of 40 plus hour jobs has increased.

These findings have several implications: (1) these adjustments to working schedules allow workers to mitigate some of the loss in benefit income that they would otherwise have experienced; (2) removing the distinction between weeks of work involving more or fewer than fifteen hours has eliminated the practice of splitting jobs into short workweeks to avoid the UI payroll tax; (3) the move towards very long weekly hours in seasonal industries may reflect the elimination of the practice of splitting jobs into short workweeks to qualify a larger number of individuals for UI benefits; and (4) the reduction in the proportion of part-time jobs in unstable sectors may reflect a response to a new distortion that arises because, under the new hours-base system, a week of part-time work is not insured as fully as a week of full-time work.

1. Introduction

This paper examines the effects on weekly hours of work of two important changes to the Unemployment Insurance Program (UI) that were introduced in Bill C-12, which also changed the program name to Employment Insurance (EI): the extension of coverage to workers employed for fewer than 15 hours per week; and the change from a weeks-based to an hours-based formula for calculating program eligibility and benefit entitlement. These two changes, which became effective in January of 1997, substantially altered the relative costs and benefits of the program to workers on different weekly and annual work schedules.

One consequence of the differential effect of the move to an hours-based system on workers on different hourly schedules is that some workers, especially some of those who work part-time, experienced a significant loss of benefit entitlement. We document this change in entitlement for a number of cases in Section 2 of this paper. A second, more indirect, consequence is that the program changes create an incentive for workers and firms to alter both annual and weekly work schedules in order to improve their chances of eligibility and benefit entitlement. Section 3 describes these incentive effects. Sections 4 and 5 use data from the Labour Force Survey to explore whether workers and firms changed weekly work schedules in response to the new incentive structure.

Understanding these changes in behaviour is important for several reasons. First, the inclusion of workers employed for fewer than 15 hours per week under the EI program has eliminated an exemption that may have led some employers to split jobs into several very short shifts in order to avoid participating in the program. Second, some workers may have altered their previous pattern of hours per week and weeks per month in order to avoid the significant reductions in benefit entitlement and possible loss of eligibility that they would otherwise have experienced. While on the one hand such decisions would mitigate the hardship imposed on some individuals, it also would suggest that the EI program rules have created a *new* distortion in the hours of work decisions of workers and firms. Third, workers and firms in some highly UI-dependent seasonal industries may have responded to previous increases in the number of weeks of work required to ensure program eligibility by spreading the same number of total hours of work over more weeks. The hours-based system renders this strategy ineffective. This switch from the weeks-based to the hours-based system therefore would produce a move back towards longer work weeks in these industries that might be observable.

2. The Direct Effect of Bill C-12 on Eligibility and Entitlement across the Weekly Hours of Work Distribution

Under the old Unemployment Insurance (UI) system, weeks during which workers were employed for fewer than 15 hours were not covered by the program, so that these earnings were not subject to payroll tax deductions and did not contribute weeks towards UI eligibility. Furthermore, prior to Bill C-12, all weeks of employment of greater than 15 hours counted in the same way towards eligibility and benefit entitlement. Under the hours-based system, longer-hours weeks contribute more to eligibility and generate greater benefit entitlement than shorter hours weeks.

Table 1 summarizes these changes in program coverage and benefit entitlement for a number of important cases. The dark shaded rows at the bottom of Table 1 indicate cases where jobs that were previously not covered under the UI program became covered under the Employment Insurance (EI) program. Under EI, workers with these work arrangements now pay the EI payroll tax, and these hours of work contribute to eligibility and entitlement. As well as eliminating the incentive for workers and firms to distort their hours decisions, the inclusion of these weeks in the EI program was intended to broaden coverage to the growing number of workers in part-time jobs, including many who actually worked full-time hours, since broad coverage is important if the program is to continue to be effective as an automatic macroeconomic stabilizer. As the corresponding cells show, unless workers combine short weeks with longer weeks some time during the year, they will pay the payroll tax but never qualify for benefits. In cases where total annual earnings are less than $2000 per year, however, all of the payroll tax contributions of the worker and firm are reimbursed, so that the net effect of the EI system is zero.

The light shaded columns show the change in benefit entitlement under Bill C-12 for workers with a number of different work arrangements in the cases of the very lowest and highest unemployment rate categories. Scanning down the first of these shaded columns for the case of the lowest unemployment rate, we see that some workers who work regular schedules of 40 hours or more saw their benefit entitlement increase under EI. Workers employed on part-time schedules of 15 hours per week and more for a significant portion of the year saw their benefit entitlement decrease substantially. Workers employed on part-time schedules for fewer than 10 hours per week continued to be ineligible for benefits.

Scanning down the second of these shaded columns for the case of the highest unemployment rate, we see that some workers who work long work weeks gained benefit entitlement, while others lost it, depending on the number of weeks worked per year. Part-year workers who work long-hours when they do work saw an increase in benefits that is in some cases quite considerable. Again, workers on part-time schedules of 15 hours per week and more, experienced losses in benefit entitlement that are in some cases very large. Not all

TABLE 1

Change in Program Coverage and Weeks of Benefit Entitlement Under Bill C-12 for Different Patterns of Hours and Weeks Worked in the Qualifying Period

Hours per week	Weeks per year	Total hours	Weeks of benefit entitlement					
			Unemployment rate=6%			Unemployment rate=16%		
			EI	UI	change	EI	UI	change
45	52	2,340	29	36	-7	45	50	-5
	40	1,800	35	24	11	45	46	-1
	20	900	17	14	3	38	33	5
	12	540	0	0	0	33	32	1
	10	450	0	0	0	32	0	32
40	52	2,080	29	36	-7	45	50	-5
	40	1,600	29	24	5	54	46	8
	20	800	15	14	1	37	33	4
	12	480	0	0	0	32	32	0
	10	400	0	0	0	0	0	0
35	52	1,820	29	36	-7	45	50	-5
	40	1,400	24	24	0	45	46	-1
	20	700	14	14	0	36	33	3
	12	420	0	0	0	32	32	0
	10	350	0	0	0	0	0	0
20	52	1,040	18	36	-18	40	50	-10
	40	800	15	24	-9	37	46	-9
	20	400	0	14	-14	0	33	-33
	12	240	0	0	0	0	32	-32
	10	200	0	0	0	0	0	0
15	52	780	15	36	-21	37	50	-13
	40	600	0	24	-24	34	46	-12
	20	300	0	14	-14	0	33	-33
	12	180	0	0	0	0	32	-32
	10	150	0	0	0	0	0	0

TABLE 1 (continued)
Change in Program Coverage and Weeks of Benefit Entitlement Under Bill C-12 for Different Patterns of Hours and Weeks Worked in the Qualifying Period

Hours per week	Weeks per year	Total hours	Weeks of benefit entitlement					
			Unemployment rate=6%			Unemployment rate=16%		
			EI	UI	change	EI	UI	change
10	52	520	0	0	0	33	0	33
	40	400	0	0	0	0	0	0
	20	200	0	0	0	0	0	0
	12	120	0	0	0	0	0	0
	10	100	0	0	0	0	0	0
5	52	260	0	0	0	0	0	0
	40	200	0	0	0	0	0	0
	20	100	0	0	0	0	0	0
	12	60	0	0	0	0	0	0
	10	50	0	0	0	0	0	0

* Light shaded columns show difference between entitlement under EI and entitlement under UI. Dark shaded rows indicate jobs that were not covered by the program under UI (no payroll tax, no entitlement) that are now covered under EI.

part-time workers lost benefit entitlement under Bill C-12, however. We see that a worker employed for 10 hours per week for 52 weeks per year who would not have been covered under the UI program is entitled to 33 weeks of EI benefit.

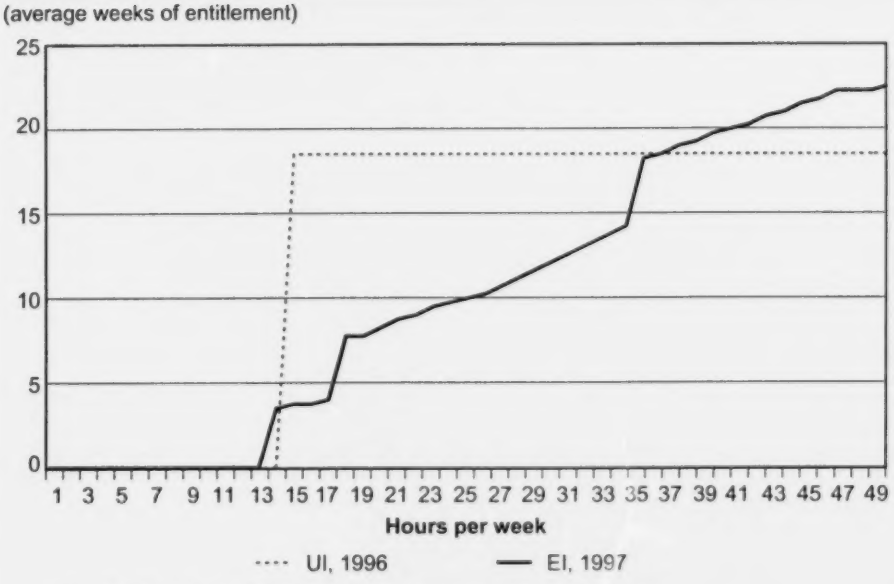
Obviously many workers vary their schedules over the year or hold multiple jobs. While it is not possible to quantify easily the change in entitlement in these cases, we can make some general comments. First, weeks during which workers work fewer than 15 hours and weeks in which workers work more than 15 hours in total but less than 15 hours in any one job, contribute to eligibility and benefit entitlement under EI, but would not have done so under UI. For some workers, this additional contribution to eligibility and entitlement will more than compensate for the cost of the EI payroll tax, and therefore will make them better off. For others it will not. Second, weeks during which workers work at least 15 hours but less than 35 hours contribute less to eligibility and entitlement under EI than they did under UI. Third, in most cases, weeks during which workers work more than 35 hours contribute more to eligibility and entitlement under EI than they did under UI.

A summary measure of the number of weeks of benefit entitlement for each weekly hours schedule was computed by taking the number of weeks of benefit entitlement for a person working some number of hours per week for 12, 20, 40 and 52 weeks per year, and calculating the simple arithmetic average of these values. This summary measure calculated for 1996 and 1997 is plotted in Figures 1 through 3 for low, medium and high unemployment regions

respectively. Under UI, workers who worked fewer than 15 hours per week never qualified for benefits. While workers who worked at least 15 hours per week saw their benefit entitlement increase with weeks worked, they did not see their entitlement increase as they increased their hours per week. Our constructed summary UI benefit entitlement measure therefore is a simple step function, increasing from zero weeks for workers with weekly schedules of less than 15 hours per week, to some number of weeks that depends on the unemployment rate at exactly 15 hours per week. The move to an hours-based system replaced the simple step-function at 15 hours under the UI program with a more gradual increase in benefit entitlement beginning at less than 15 hours and continuing through large portions of the hours distribution. The relative magnitude of these changes in regions with different unemployment rates can be seen more clearly in Figure 4, which plots the change in the value of the summary measure between 1996 and 1997. A positive value of this change indicates an increase in this measure of benefit entitlement under EI, a negative value indicates a loss. Again, we see that the change in entitlement was substantial in some regions of the hours distribution, and varied considerably across it.

FIGURE 1

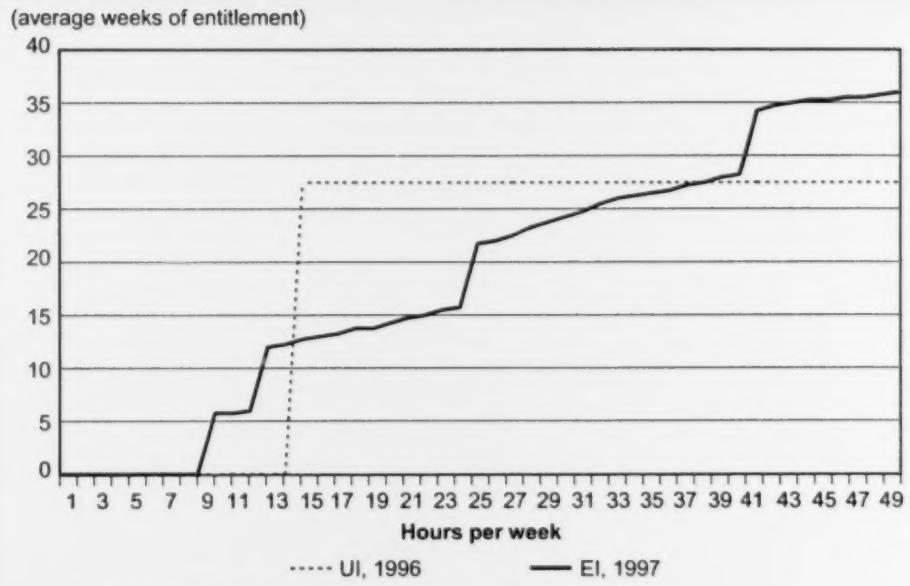
Average Number of Weeks of Benefit Entitlement for a Worker Employed x Hours Per Week, Low Unemployment Rate Region*



* avg. of # of weeks of entitlement at 12, 20, 40 and 52 weeks of work/year

FIGURE 2

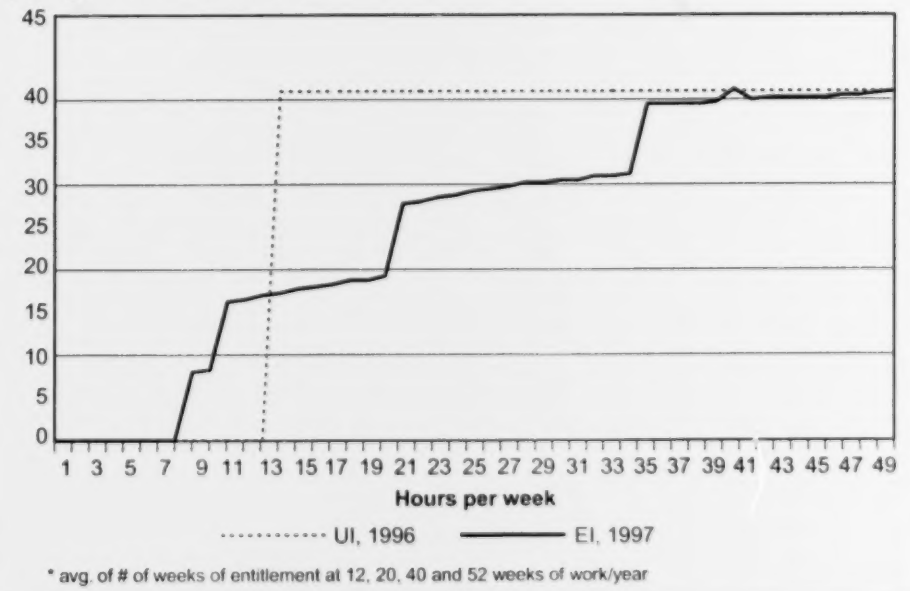
Average Number of Weeks of Benefit Entitlement for a Worker Employed x Hours Per Week, Medium Employment Rate Region*



* avg. of # of weeks of entitlement at 12, 20, 40 and 52 weeks of work/year

FIGURE 3

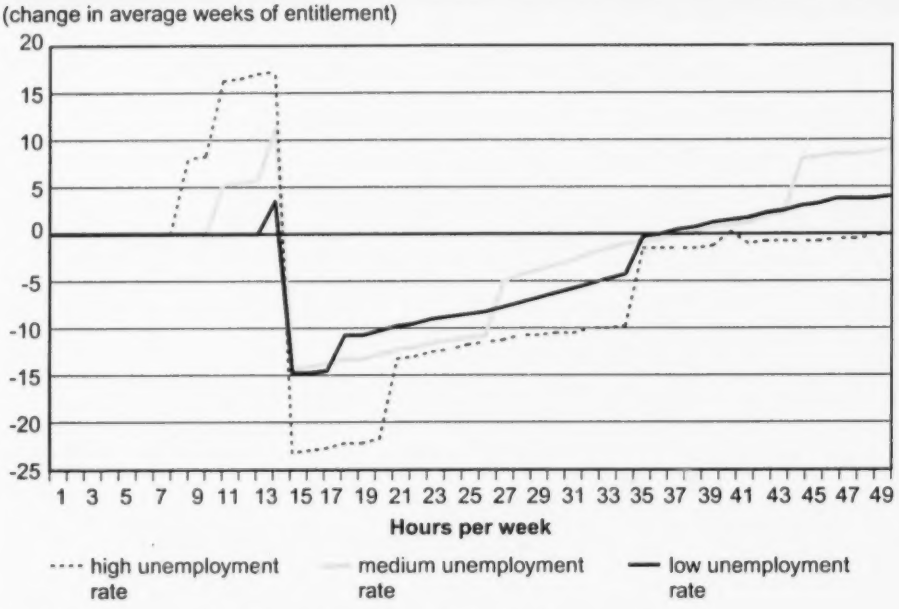
Average Number of Weeks of Benefit Entitlement for a Worker Employed x Hours Per Week, High Unemployment Rate Region*



* avg. of # of weeks of entitlement at 12, 20, 40 and 52 weeks of work/year

FIGURE 4

Change in Average Number of Weeks of Benefit Entitlement for a Worker Employed x Hours Per Week Under Switch to EI*



* avg. of # of weeks of entitlement at 12, 20, 40 and 52 weeks of work/year

3. The Expected Indirect Effect of these Changes on Weekly Hours

The exemption from the Unemployment Insurance (UI) program of jobs entailing fewer than 15 hours created an incentive for firms to alter weekly work schedules. The nature of the incentive depended on whether or not the firm generated unstable employment likely to generate a UI claim. Firms that generated a lot of UI claims would have wanted to avoid creating these schedules, because they would not generate UI eligibility for laid-off workers. Firms that did not generate a lot of UI claims would have wanted to create more of these schedules in order to avoid paying the UI payroll tax.

As intended, the extension of Employment Insurance (EI) coverage to jobs entailing fewer than 15 hours per week eliminated these distortions. As indicated in the third column on Table 2, we expect to see a reduction in these jobs in sectors that provide reasonably high levels of employment stability and an increase in jobs that entail slightly more than 15 hours per week as firms substitute away from very short jobs. All else equal, we would expect to see an increase in less than 15 hour a week jobs in less stable industries when this distortion ended and a commensurate reduction in jobs in the 15-34 hours category.

The changes in eligibility and entitlement rules imply that it is harder for workers employed on schedules in the 15-34 hours range, and easier for workers in the 36 plus hours range, to qualify for EI and to generate an entitlement to a considerable number of benefit weeks, regardless of whether the employer is a net contributor to, or beneficiary from, the EI program. As indicated in the fourth column of Table 2, we expect to see firms favouring longer weeks in sectors and regions that experience unstable employment patterns, where employment insurance is an important component of the remuneration package. Changes in eligibility and entitlement rules should not be sufficiently important for workers and firms in stable sectors to generate an observable change in behaviour.

The net effect of these two program changes is summarized in the last column of Table 2. We expect to see a possible increase in these jobs in unstable sectors, and a reduction in jobs entailing fewer than 15 hours per week in stable sectors. We expect to see a reduction in these jobs in unstable sectors, and a possible increase in jobs entailing 15-34 hours in stable sectors. Finally, we expect to see the proportion of jobs entailing at least 35 hours increase, particularly in unstable sectors.

TABLE 2

Predicted Effect of Change from UI to EI on the Share of Jobs in Each Hours Category, Stable and Unstable Sectors

		Coverage of <15 hours/ week	Change in eligibility / entitlement rules	Net change
<15 hours	Unstable	Increase	Small reduction	Possible increase
	Stable	Reduction	Small reduction	Reduction
15-34 hours	Unstable	Reduction	Reduction	Reduction
	Stable	Increase	Possible small reduction	Possible increase
34+ hours	Unstable	No change	Increase	Increase
	Stable	No change	Possible small increase	Possible small increase

4. Changes in the Hours Distribution — Informal Evidence

The discussion in the previous section suggests that we would expect to see a general trend towards longer hours in response to the introduction of the Employment Insurance (EI) program. In particular, we want to look for a reduction in the share of jobs that require fewer than 15 hours per week in stable sectors as the payroll tax distortion is eliminated, and a reduction in the share of jobs that provide 15 to 34 hours per week in sectors that do not provide stable jobs and therefore draw substantial net benefits from the EI system.

To explore these possibilities, we analyze data from several snapshots of the hours distribution from the Labour Force Survey, taken before and after the program changes that became effective in January 1997, to see if we can detect any pattern of changes that would be consistent with a plausible behavioural response among workers and firms. Changes to the Labour Force Survey (LFS) questionnaire beginning in January 1997 mean that the measure of usual hours is not consistent across the two survey years.[1] We use the reported measure of actual hours in all of our analysis in order to minimize the problems created by the redesign of the Survey. The possibility of changes in the way respondents answer the question about actual hours is considered further below.

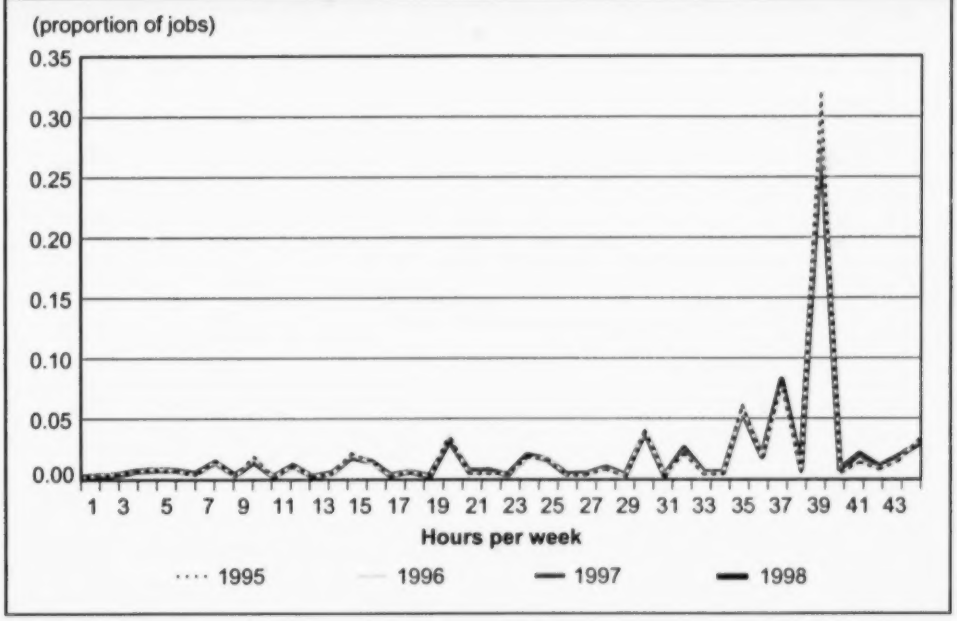
The appropriate timing of our before and after snapshots of the hours distribution depends on the assumptions made about the time it takes for workers and firms to understand the implications of the program changes and the structure of costs involved when workers and firms change weekly hours schedules. If rapid changes in hourly schedules are more costly to workers or firms than more gradual adjustment, adjustment may have begun as soon as the changes were announced in July 1996, and may have taken some time to complete. We would then want to compare data from the June 1996 LFS, just prior to the announcement of Bill C-12, to data from the June 1997 LFS, in the sixth month following the effective date of the legislation. Although the legislation had been effective for only six months in June 1997, employers and employees had knowledge of the changes for almost a year, so some response might be expected by that time. If rapid adjustment is not more costly than gradual adjustment, all changes would have been made as soon as the legislation became effective in January 1997. In this case the behavioural response would be evident in a comparison of data from December 1996 to January 1997. If rapid adjustment is not costly, but learning takes time, adjustment would have begun in January 1997 and take some time to complete. We would then want to compare data from December 1996 to December 1997.

Figure 5 presents plots of the density function of actual hours worked in the reference week for June 1995, 1996, 1997 and 1998. The height of these plots at 20 hours, for example, is equal to the proportion of all jobs in the Labour Force Survey data that entailed exactly 20 hours of work in the reference week. As expected, the distributions are dominated by the spike at forty hours per week, by far the most common work schedule. Note however

1 See Sunter, Kinack, Akyeampong and Charrette (1996).

that this spike is visibly smaller in 1997 and 1998 than in 1995 and 1996. Also evident from this plot is what appears to be a relocation of the spike at 38 hours in 1995 and 1996 to 37 hours in 1997 and 1998. This change is not expected in response to the program, nor does any other explanation for it seem plausible. In the remaining plots the density at 37 and 38 hours is added together to smooth this change away.

FIGURE 5
Hours Density Functions (Proportion of Jobs Entailing Exactly x Hours Per Week, June, Various Years)



A simple comparison of the hours density function between June 1996 and June 1997 would reveal differences that could be attributed to at least three factors: (1) a behavioural response to the EI program; (2) changes in business cycle conditions; and (3) reporting changes due to changes in the Labour Force Survey questionnaire that were phased in over the latter half of 1996. We take several steps to isolate the changes that can be attributed to the EI program changes.

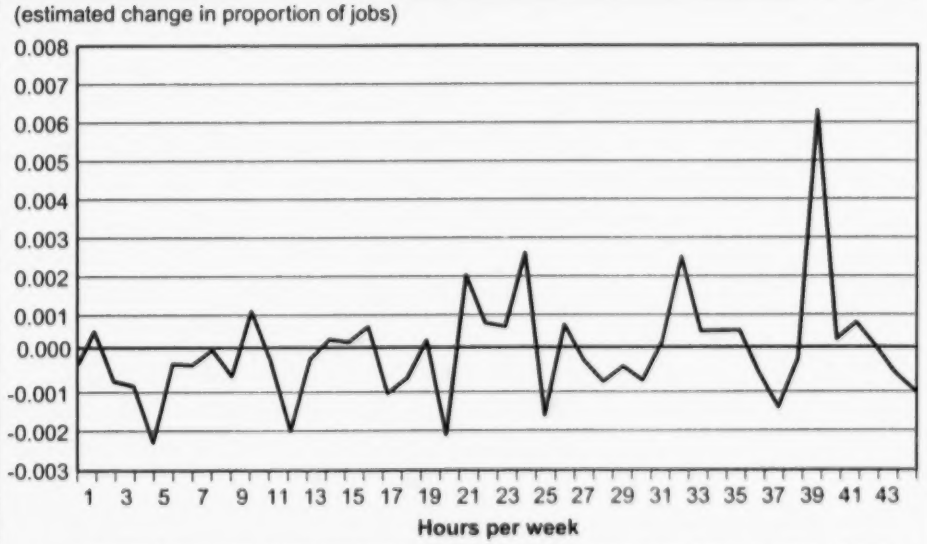
In order to eliminate the possible confounding effect of business cycle trends and seasonal effects that would generate changes in the hours density function, we compare the change between January and June of 1996 to the change between January and June of 1997. The change between January and June of 1996 may reflect business cycle trend and seasonal effects, while the change between January and June of 1997 may reflect behavioural responses to the EI program in addition to business cycle trend and seasonal effects. By looking at the *difference* between these changes, we can isolate the behavioural response to the EI program changes, assuming that the trend and seasonal effects are constant across years.

Although the question used to extract information on actual hours was not changed when the Labour Force Survey questionnaire was redesigned, exploration of the data revealed a greater tendency for workers to report that they worked common workweeks like 10, 20 and 40 hours, and a lesser tendency for them to report less common workweeks like 11, 17 and 23 hours. Our methodology eliminates the possibility that we might confound spurious reporting changes with a behavioural response. Although the 1997 data are generated by a different questionnaire than the 1996 data, the changes *within* each year are calculated by comparing months that use the same questionnaire. For this reason, the changes within each year do not capture spurious reporting changes. The difference *between* the within year changes therefore reflect behavioural changes alone.

Figure 6 plots this difference between the change in the hours density function in 1996 and 1997 for the full sample. To understand this plot, consider for example the proportion of jobs requiring exactly 20 hours per week. Between January and June of 1996, the proportion of jobs that required exactly 20 hours per week increased by 0.12 percentage points. Between January and June of 1997, the proportion of jobs in this category fell by 0.09 percentage points. If we assume that the proportion of jobs in this category would have increased in the same way across the two months in 1997 as in 1996, we would have expected it to increase by 0.12 percentage points. The reduction of 0.09 percentage points therefore represents a -0.09-(.12)= -0.21 percentage point change (reduction) in the proportion of

FIGURE 6

Estimated Change in Density Functions (Proportion of Jobs Requiring Exactly x Hours/Week) in Response to EI Program*



* Change in proportion of jobs requiring x hours/week between January and June 1997, minus change in proportion of jobs between January and June 1996.
=(june97-jan-97)-(june96-jan96)

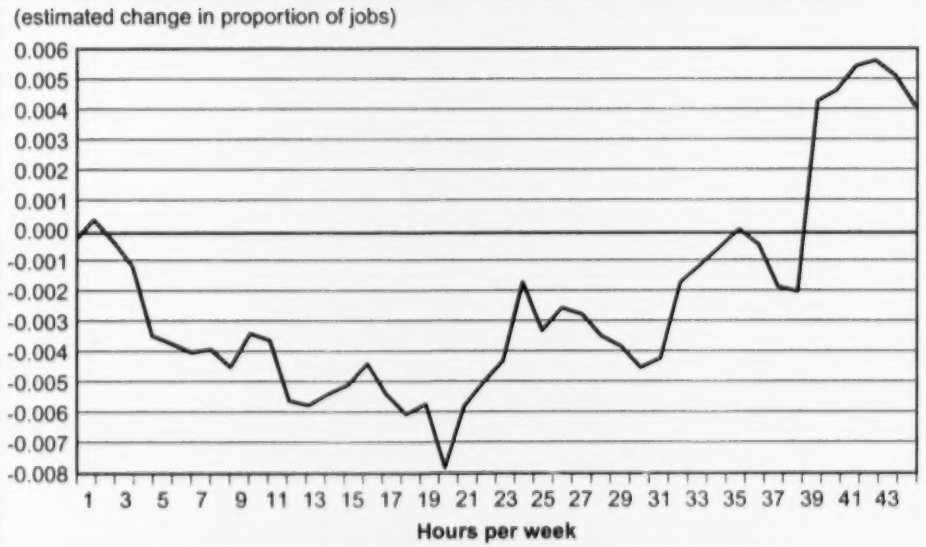
these jobs, that can be attributed to the EI program changes. Visual inspection of Figure 6 indicates that there are more negative changes at lower hours and more positive changes at higher hours, again indicating a trend towards longer hours.

Figure 7 plots the difference between the change in the cumulative distribution function in 1996 and 1997 for the full sample corresponding to the density function in Figure 6. The value of the cumulative distribution function at 20 hours per week, for example, tells us the proportion of all jobs that entailed fewer than 20 hours per week. To understand this plot, consider for example the proportion of jobs requiring fewer than 20 hours per week. Between January and June of 1996, the proportion of jobs that required fewer than 20 hours per week fell by 2.5 percentage points. Between January and June of 1997, the proportion of jobs in this category fell by 3.2 percentage points. If we assume that the proportion of jobs in this category would have fallen in the same way across the two months in 1997 as in 1996, we would have expected it to fall by 2.5 percentage points. The reduction of 3.2 percentage points therefore represents a -3.2-(-2.5)= -0.7 percentage point change (reduction) in the proportion of these jobs that can be attributed to the EI program changes, in the full sample.

Figure 7 illustrates clearly the move toward longer hours. The plot slopes downward until about 20 hours, then slopes upwards and crosses the zero axis at 35 hours per week. This pattern indicates a reduction in the share of jobs requiring fewer than 20 hours per week, an increase in the proportion of jobs requiring 15-34 hours per week, and no change in the

FIGURE 7

Estimated Change in Cumulative Distribution Function (Proportion of Jobs Requiring Fewer than x Hours/Week) in Response to EI Program, Raw Data*



* Change in proportion of jobs requiring fewer than x hours/week between January and June 1997, minus change in proportion of jobs between January and June 1996.
=(june97-jan-97)-(june96-jan96)

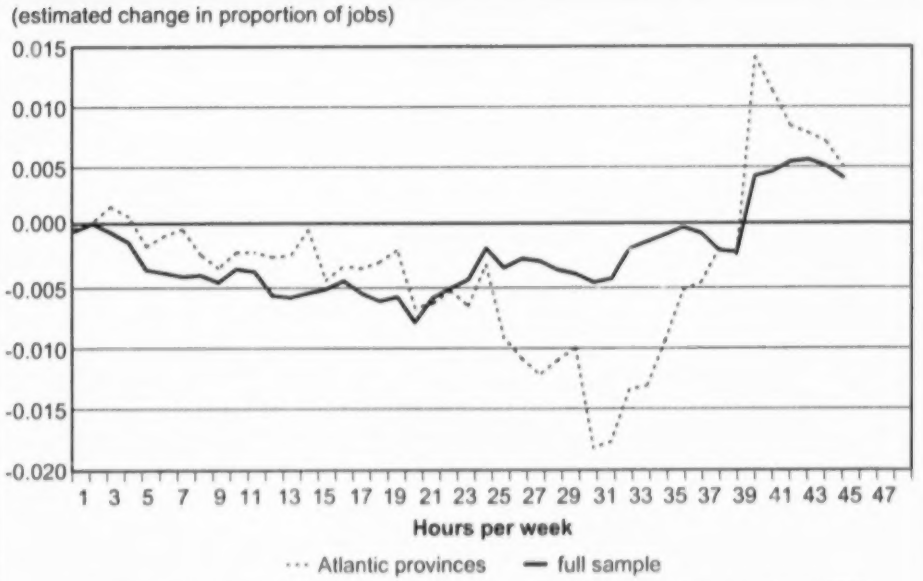
proportion of jobs requiring at least 35 hours per week in the full sample. This pattern of changes is exactly what we would expect from a behavioural response to the EI program changes.

If these changes are EI-induced, we would expect to see a difference in their pattern between industries or regions that are more and less unstable and EI-dependent. As discussed earlier, in relatively unstable sectors we would expect to see a possible (but not very likely) increase in the share of jobs that require fewer than 15 hours per week, and a reduction in the share of part-time jobs that require at least 15 hours per week. In stable sectors we would expect to see a move away from jobs entailing fewer than 15 hours a week towards jobs entailing more than 15 hours a week. Because stable firms are not likely to be positioning themselves to increase EI entitlement, there is no reason a priori to expect a move towards longer jobs among stable firms that employ part-time workers for at least 15 hours per week. If firms substitute from less than 15 hours a week jobs to more than 15 hours a week part-time jobs, the proportion of jobs in this latter category would increase.

Figure 8 presents plots of the difference in changes in the cumulative distribution function in the full sample and in the Atlantic provinces, Figure 9 highlights the changes in a group of high turnover industries that employ a large number of part-time workers and Figure 10

FIGURE 8

Estimated Change in Cumulative Distribution Function (Proportion of Jobs Requiring at Least x Hours/Week) in Response to EI Program, Raw Data, Full Sample and Atlantic Provinces*



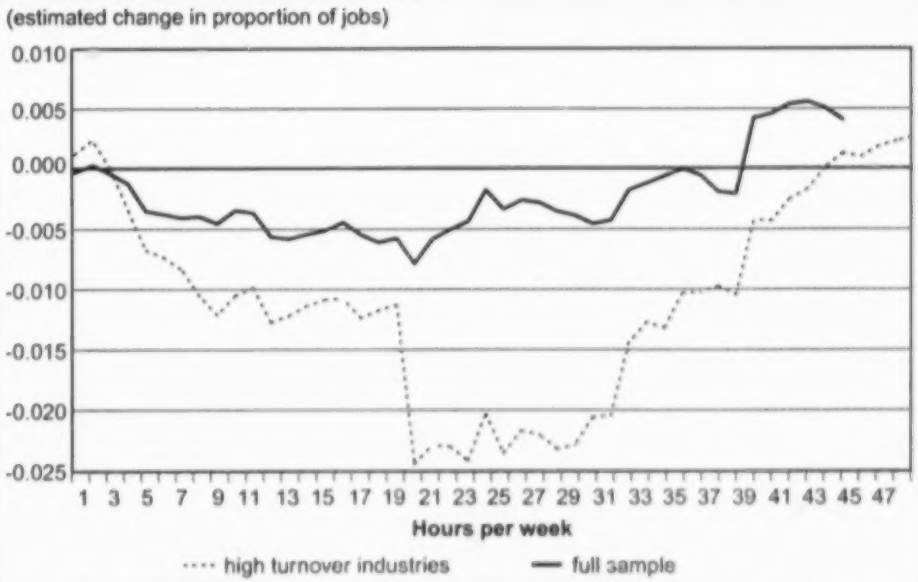
* Change in proportion of jobs requiring fewer than x hours/week between January and June 1997, minus change in proportion of jobs between January and June 1996.
=(june97-jan-97)-(june96-jan96)

highlights the changes in a group of seasonal industries.[2] The pattern of changes in the Atlantic provinces and in high turnover industries are more pronounced than in the full sample, as we would expect in these unstable, relatively EI-dependent sectors.

The pattern of changes in the seasonal industries is somewhat different, showing a pronounced move towards jobs entailing more than 40 hours per week. The plot in Figure 10 shows a varied pattern up to 30 hours per week, where it touches the zero axis. It then slopes downward quite dramatically until 40 hours per week, where it begins to climb back toward the zero axis. If we compare its value at 30 and 40 hours per week, we see that the EI program had no effect on the proportion of jobs requiring fewer than 30 hours per week, but reduced substantially the proportion of jobs requiring fewer than 40 hours per week. This pattern indicates a movement away from 30-40 hour per week jobs toward longer hours jobs. How much longer? The plot remains well below the zero axis even at 48 hours, indicating that substantial substitution towards the very long hours range.

FIGURE 9

Estimated Change in Cumulative Distribution Function (Proportion of Jobs Requiring at Least x Hours/Week) in Response to EI Program, Raw Data, Full Sample and High Turnover Industries*



* Change in proportion of jobs requiring fewer than x hours/week between January and June 1997, minus change in proportion of jobs between January and June 1996.
=(june97-jan-97)-(june96-jan96)

2 The group of high-turnover industries consists of agriculture, construction, retail trade, personal services and business and miscellaneous services. These industries employ the greatest proportion of part-time workers and exhibit high lay-off rates. The group of seasonal industries consists of agriculture, other primary and construction.

FIGURE 10

Estimated Change in Cumulative Distribution Functions (Proportion of Jobs Requiring at Least x Hours/Week) in Response to EI Program, Raw Data, Full Sample and Seasonal Industries*

* Change in proportion of jobs requiring fewer than x hours/week between January and June 1997, minus change in proportion of jobs between January and June 1996.
=(june97-jan-97)-(june96-jan96)

5. *Formal Analysis*

We now turn to more formal analysis of the data to determine whether econometric techniques can be employed to establish a causal link between these changes in the economy-wide pattern of weekly hours and the changes to the EI program. Readers not interested in the technical details of the formal estimation procedure may wish to proceed directly to Section 5.4, which describes a simulation exercise based on the econometric results that illustrates the "punchline".

5.1 The Econometric Framework

We use the method of Donald, Green and Paarsch (1995) to estimate a semi-parametric model of the hours distribution. This method employs a hazard function framework to estimate the effect of a set of covariates on the observed hours distribution. The hazard function framework is a convenient method for estimating conditional distributions and offers a number of advantages over other methods (for a discussion of these advantages see Donald, Green and Paarsch (1995) and Green and Paarsch (1996)). This approach allows the isolation of changes in the hours distribution that are due to the EI program changes.

The hazard function approach is useful in this context not because it is a natural way to think about the data, as is the case in duration studies, but because the hazard function is a convenient building block that can be used to construct estimates of density functions and cumulative distribution functions, both of which we will find useful. In traditional applications of the hazard function approach to duration data, the hazard function is the rate that gives instantaneous potential for an event to occur given survival up to time "t".

In the current application, the hazard function, $\lambda(h)$, is the probability that a job entails exactly h hours per week, given that it requires at least h hours per week. The density function, or the unconditional probability that a job entails x hours, f(h), can be estimated using the relationship $f(h)= \lambda(h) * S(h)$. The cumulative distribution function, F(h), is also of interest. F(h) is the probability that the job requires fewer than h hours per week, and is equal to one minus the survival function, S(h). S(h) in turn can be obtained from the hazard function, as

$$S(h^*)= [1-\lambda(h=1)]\cdot [1-\lambda(h=2)] \cdot \ldots \cdot [1-\lambda(h=h^*)].$$

We need to specify the model so as to allow the covariate vector to have a different effect on the hazard function at different points in the distribution. For example, being employed in a particular industry might greatly increase the probability of working 10 hours per week or fewer, and have relatively little effect on working more than 40 hours per week. This flexibility can be achieved by interacting the covariates with different baseline segments. A fully flexible specification would interact each "hour" with all covariates, so that each covariate would be allowed to affect the conditional probability that a job entails each possible number of hours in a different way. However, the number of parameters to be

estimated becomes unwieldy extremely quickly with this approach. The number of parameters to be estimated can be reduced by restricting the number of covariates in the model and by allowing the affect of the covariates to vary only across certain segments of the baseline, rather than at each point in the baseline.

We estimate four different baseline segments, corresponding to 0-10 hours, 11-20 hours, 21-30 hours and 31-40 hours. Estimates of the hazard at more than 40 hours are not reported because the thinness of the data in this range made the standard errors in the simulations reported below very large. We include a total of 44 covariates, so we estimate a total of 176 covariate parameters and 40 baseline parameters.

5.2. Incorporating EI Effects

In order to identify the effect of EI payroll tax coverage on the hours distribution we compare data from before and after Bill C-12. In the results reported below we have pooled LFS data from June 1996 and June 1997 so that we can capture the program changes without concerning ourselves with seasonality. This choice of months also allows for learning and gradual adjustment.

Because benefit entitlement varies with hours worked, measures of benefit entitlement can be included in the hazard function framework in a way that is analogous to a time-varying covariate in duration analysis. We have modeled the effect of the EI program on the hours hazard using two types of variables. The first is a simple dummy variable that indicates exemption from the EI payroll tax. The effect of the EI payroll tax is captured by this dummy variable that is equal to one in the baseline segments corresponding to fewer than 15 hours per week during June 1996, and zero otherwise.

The second type of variable is intended to capture the effects of the disproportionate changes in benefit entitlement across the hours distribution. The basic building block for these variables is the simple arithmetic average of benefit entitlement at different numbers of weeks per year that is illustrated in Figures 1 through 3. Changes in the absolute magnitude of benefit entitlement that are uniform across the hours distribution would not be expected to have any effect on the hazard function. For example, an across-the-hours-distribution reduction in benefit entitlement would not alter firms' and workers' incentives to choose particular weekly hours schedules. Rather, it is relative changes in benefit entitlement that might alter preferred work schedules. We include three measures of relative benefit entitlement. The first, ENTCH, is equal to the difference between our summary measure of benefit entitlement for each weekly schedule and its value at 35 hours per week. This variable can be thought of as measuring the slope of the schedules illustrated in Figures 1 through 3, measured between the point corresponding to each particular hours schedule and the point at 35 hours. In 1996, this measure is zero for all schedules of at least 15 hours per week. In 1997, it remains at zero at exactly 35 hours, but takes on a negative value at all hours less than 35 and a positive value at all hours greater than 35. Furthermore its value varies across regions with different unemployment rates in 1997.

We include a second measure of relative benefit entitlement, ENTCHP, computed as the difference between our summary measure at each point and its value at the next spike in the hours distribution. If firms and workers are more easily able to increase weekly hours slightly, rather than dramatically, the more local slope of the benefit entitlement function may have a significant effect on the hours hazard. For example, the large step function at 15 hours in 1996 might be more likely to induce a movement from 12 hours to 15 hours, rather than from 12 hours to 35 hours.

If the hazard at any particular point is influenced by the relative value of the benefit entitlement at the next spike, then it follows that the hazard at the spikes will be affected by its relative value at the previous spike. We therefore include a variable called ENTCHM, which is equal to the relative value of the benefit entitlement measure at the previous spike at points in the hours distribution that themselves exhibit spikes, and zero at other points in the hours distribution.

The effect of the structure of EI benefits on the hours distribution is identified off two sources of variation in program parameters. The first source is the change in the benefit structure between 1996 and 1997 illustrated earlier in Figures 1 through 3. The second source is the variation across different unemployment regions within each of 1996 and 1997. Because the pattern of benefit changes between 1996 and 1997 differed across regions with different unemployment rates, the effect of the program can be identified separately from the effect of business cycle conditions. The formal econometric analysis reported next uses the TABS version of the Labour Force Survey files for June 1996 and June 1997. The TABS file identifies the relevant EI region for each record, enabling us to take advantage of the full cross-sectional variation in regional unemployment rates. Along with the four EI measures and the EI regional unemployment rate, the hazard function model includes as covariates occupational and industry dummies, measures of education, gender, marital status, age, and a public sector dummy. The hazard was modeled as a logit function.

5.3 Results

A series of nested sequential hypothesis tests were conducted to determine the most parsimonious specification of the employment insurance effects that was consistent with the data. The estimates of the EI program parameters from the preferred specifications are reported in Table 3. A full set of coefficient estimates is presented in Appendix Table A1.

The dummy variable indicating that weeks consisting of fewer than 15 hours were exempt from EI tax and did not contribute to eligibility or entitlement in 1996 was statistically significant in both the 0-10 hours and the 11-20 hours models. The positive coefficients indicate that workers were more likely to work very short weeks under the old UI rules that excluded these schedules from the program. The variable ENTCH was statistically significant in the 21-30 hours model, and ENTCHM was statistically significant in the 31-40 hours model. Both of these coefficients have negative signs, indicating a movement towards longer hours in response to the new EI rules. The variable ENTCHP, which measures the difference between program entitlement at that point in the hours distribution and at the next spike, is statistically significant in all four models. It has a negative sign in the 0-10 hours and

TABLE 3
Estimates of the EI Program Parameters, Hazard Function Framework

	0-10 hours		11-20 hours		21-30 hours		31-40 hours	
	Coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value
Exempt from EI	0.0604	0.0217	0.168	0.0856	—	—	—	—
ENTCH	—	—	—	—	-0.00722	0.0085	—	—
ENTCHP	-0.00504	0.0458	0.00877	0.022	0.0124	0.0032	-0.0134	0.0001
ENTCHM	—	—	—	—	—	—	-0.00504	0.0154
n	951687	—	875031		775768	—	627778	—

31-40 hours models, again indicating a tendency towards longer hours. It has a positive sign in the 11-20 and 21-30 hours models, which at first seems somewhat perplexing. One plausible explanation is that this variable is picking up the increase in the hazard in this range as workers and firms reorganize their work schedules in response to the taxation of less than 15 hour weeks. Although we modeled the effect of movements up the hours distribution that arise because of changes in the benefit schedule at lower hours, similar movements up the hours distribution that arise because of responses to the tax rate cannot be identified separately from slope effects.

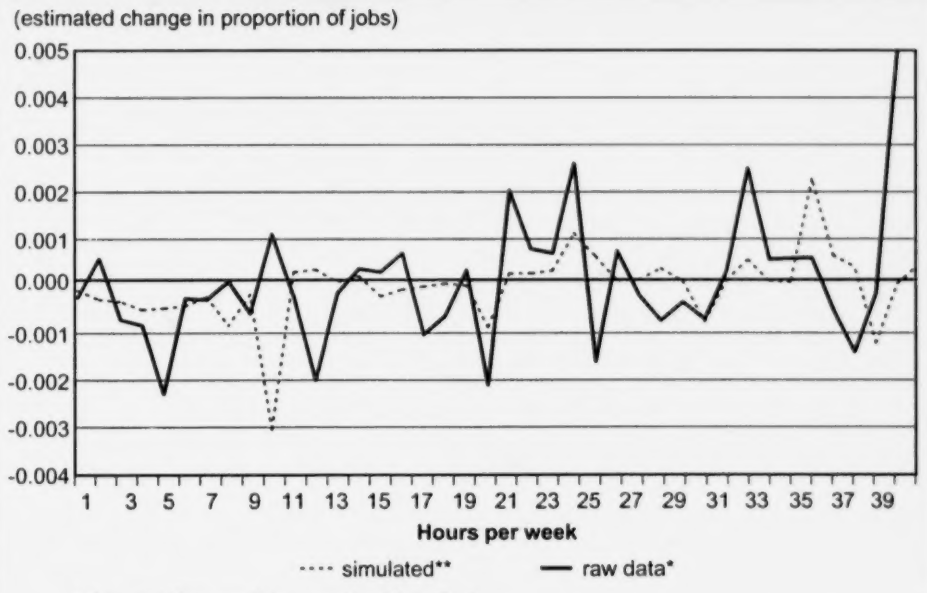
5.4 Simulations

The parameter estimates produced by our econometric estimation can be used to generate predicted values for the hours density and the cumulative hours distribution. We do so under two scenarios. The first scenario uses the values of the EI program eligibility and entitlement measures calculated under the EI rules actually in effect in June 1997. The second scenario uses the values of the UI program measures calculated using the June 1997 data and the old UI rules to answer the counterfactual question "What would the hours of work distribution have looked like in June 1997 had the old UI rules still been in effect?" The difference between the predicted values under these two scenarios tells us how, according to these estimates from our formal econometric model, the program changes altered the June 1997 hours of work distribution.

These estimated differences are analogous to the differences in the density and cumulative distribution functions calculated from the raw data that were presented in Figures 6 and 7. In those plots we treated the changes from 1995 to 1996 as the counterfactual baseline. In the current exercise we use the values predicted by our model as the counterfactual baseline. The estimated program effects based on the raw data and from the formal econometric procedure are presented together in Figure 11. The simulated changes based on the econometric estimation do not exhibit the spikiness of the changes estimated from the raw data. The simulated changes from the econometric estimation indicate a substantial reduction in the hours density at less than 11 hours per week, and a mixed pattern from there on.

FIGURE 11

Estimated Change in Density Function (Proportion of Jobs Requiring x Hours/Week) in Response to EI Program



* Computed from raw data, reproduced from Fig. 6.

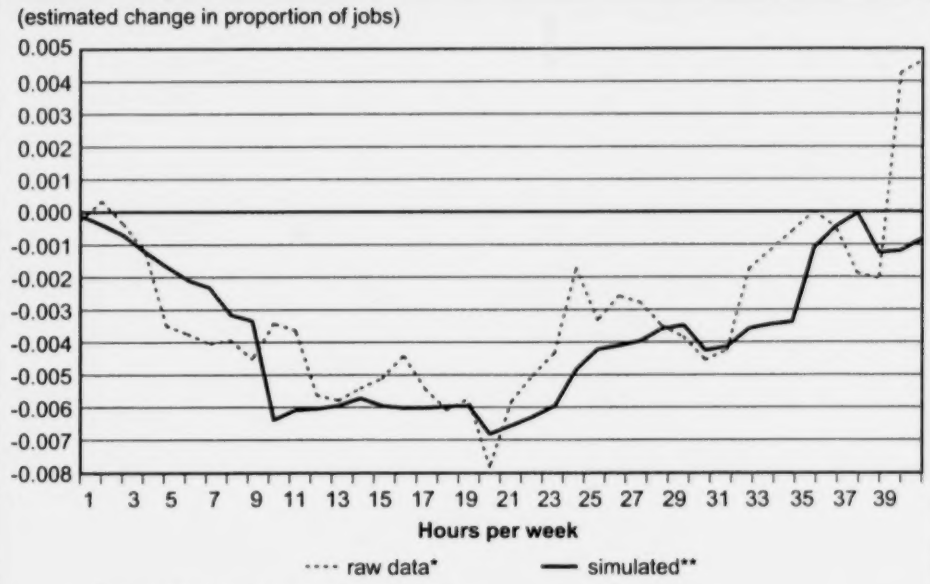
**Computed as difference between simulated probabilities using estimated hazard function coefficients, data from June 1997, and 1997 EI parameters, and simulated density function using 1996 UI parameters.

Although the changes in the hours density due to the EI program estimated from the raw data and the formal econometric procedure appear quite dissimilar, the estimated changes in the cumulative hours distribution function, presented in Figure 12, are strikingly similar. The cumulative distribution function smoothes out local differences in the actual and simulated density functions. According to the estimates produced by the hazard function model, virtually all of the change in the cumulative hours distribution between June 1996 and June 1997 can be accounted for by a response to the changes to the EI program.

According to these estimates the program changes caused a reduction of about 5 percent in the share of jobs that require fewer than 11 hours per week, or about one half of one percentage point. The cumulative hours distribution is estimated to be virtually unchanged between 11 and 20 hours, and to be increasing between 20 and 40 hours. This pattern is consistent with substitution from the 0-10 hours range into the 11-20 hours range, and from the 0-10 hours and 11-20 hours ranges into the 20-30 hours and 30-40 hours ranges. No significant substitution into schedules longer than 40 hours is apparent in these aggregate data.

FIGURE 12

Estimated Change in Cumulative Function (Proportion of Jobs Requiring at Least x Hours/Week) in Response to EI Program



* Computed from raw data, reproduced from Fig. 7.

** Computed as difference between simulated probabilities using estimated hazard function coefficients, data from June 1997, and 1997 EI parameters, and simulated density function using 1996 UI parameters.

5.5 Analysis of Sub-Groups

Our earlier theoretical discussion described how we would expect the pattern of hours responses to differ across stable and unstable sectors of the economy. These predictions, summarized in Table 2, were born out by the informal evidence presented in Figures 8, 9 and 10, which showed that the changes in the hours distribution were greater in the Atlantic provinces and in high turnover and seasonal industries than in the rest of the economy. Because of the relatively few observations in these subsectors, estimating the full econometric model is not feasible. Instead, we estimate less complex econometric models that still allow us to get a sense of the differences in behavioural responses across sectors.

Table 4 presents some results from logit regressions of the probability that a job requires less than 15 hours per week, and between 15 and 30 hours per week.[3] The first column presents parameter estimates that capture the difference in this probability between June and January of 1997 obtained from a regression on data pooled from these two months. The first row corresponds to a simple shift dummy for June 1997 compared to a base category of January 1997, the second row corresponds to a shift dummy interacted with a dummy

3 The empirical work reported in this sub-section used the public use version of the Labour Force Survey files.

variable for the Atlantic provinces, and the third row corresponds to a shift dummy interacted with a dummy variable for high turnover industries. The second column presents estimated coefficients on these same dummies from a pooled January/June sample for 1996. The difference across the two years in these estimates, presented in the third column captures the potential program effect. The final column presents t statistics for the difference between the parameter estimates.

TABLE 4
Difference in Estimated Logit Coefficients, Probability of Short Hourly Schedules, January to June

	parameter estimate 1997	parameter estimate 1996	difference 1997-1996	t statistic difference
prob h<15				
June dummy	-0.25	-0.20	-0.05	-1.03
June dummy*maritimes	-0.14	-0.20	0.06	0.69
June dummy*high turnover industry	-0.09	-0.03	-0.06	-0.89
n	94209	93902	—	—
prob 15<=h<=30				
June dummy	-0.03	-0.10	0.07	2.06
June dummy*maritimes	-0.11	0.05	-0.16	-2.45
June dummy*high turnover industry	0.00	0.09	-0.09	-1.90
n	94209	93902	—	—

The coefficients on the simple shift dummies indicate a statistically insignificant reduction in the probability that a job in a relatively stable industry outside the Atlantic provinces required less than 15 hours per week and a statistically significant increase in the probability that such a job required between 15 and 30 hours per week. These signs are consistent with an EI-induced move towards longer hours in these sectors.

Neither the Atlantic provinces interaction variable nor the high turnover industry interaction variable is statistically significant in the less than 15 hours per week equation. We did not have very strong priors on these estimates, so their lack of statistical significance is not surprising. The coefficients on the Atlantic provinces and high turnover industry interaction variables do indicate a statistically significant reduction in the frequency of 15 to 30 hour per week jobs exactly where we would expect the response to the reduction in entitlement in part-time jobs to be greatest — in high turnover, EI-dependent sectors.

6. Conclusion

The empirical analysis presented in this paper provides evidence that the inclusion of jobs entailing fewer than 15 hours per week and the move to an hours-based EI system has evoked a significant change in the hours of work distribution. When the raw data are presented so as to difference out both the effect of the redesign of the Labour Force Survey and seasonal effects, a clear tendency away from very short-hours jobs is apparent. Except in seasonal industries, there has been a substitution towards jobs that require fewer than 35-40 hours per week. Most of the change in seasonal industries is away from jobs requiring fewer than 40 hours per week to jobs that require more than 40 hours per week. Parameterizing the EI program changes into a hazard function model generated estimates that attributed virtually all of the changes in the hours distribution in the first half of 1997 to a behavioural response to the incentives created by the EI program. Further econometric analysis provided formal evidence supporting the evidence from the raw data that the pattern of changes is different in stable and unstable sectors in a way that is consistent with the behavioural interpretation.

These findings have several implications:

(1) Evidence that the share of jobs that require fewer than 15 hours per week is declining suggests that removing the distinction between weeks of work involving more or fewer than fifteen hours has eliminated a significant distortion in some employers' hours decisions.

(2) When workers adjust their working schedules in these ways, they mitigate some of the adversity that a reduction in program eligibility and benefit entitlement would otherwise entail.

(3) Evidence of a trend to very long hours jobs in seasonal industries may reflect a reduction in those industries in work-sharing arrangements that had in the past been designed by workers and firms to qualify a large number of individuals for UI benefits.

(4) Evidence that the share of 15-30 hours per week jobs in unstable sectors is declining relative to longer hours jobs suggests that a new distortion has been introduced into some hours decisions. This new distortion arises because under the old weeks-based system, benefit rates were based on earnings, but eligibility and entitlement rules were neutral with respect to hours worked per week, so long as at least 15 hours were reported. Under the new hours-based system, a week of part-time work is not insured as fully as a week of full-time work. The implications of this new distortion should be considered by researchers and policy analysts interested in the broader economic and social implications of hours of work decisions.

Bibliography

Donald, S.G., Green, D.A. and H.J. Paarsch, "Differences in Earnings and Wage Distributions Between Canada and the United States: An Application of a Semi-Parametric Estimator of Distribution Functions With Covariates," University of British Columbia, *Department of Economics Working Paper No. 95-34*, 1995.

Green, David A. and Harry J. Paarsch, "The Effect of the Minimum Wage on the Distribution of Teenage Wages," University of British Columbia, *Department of Economics Working Paper No. 97-02*, 1996.

Sunter, Deborah, Mark Kinack, Ernest Akyeampong, and Dan Charrette, *The Labour Force Survey: Development of a New Questionnaire for 1997*, Statistics Canada, Household Surveys Division, 1996.

Appendix A

TABLE A1
Hazard Model Estimates

	0-10 hours		11-20 hours		21-30 hours		31-40 hours	
	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value
Intercept	-5.645	0.0001	-5.8081	0.0001	-5.6765	0.0001	-7.371	0.0001
Primary	-0.4857	0.0032	-0.7646	0.0001	-0.7274	0.0001	0.1121	0.1466
Non-dur. Manuf.	-0.5062	0.0001	-0.6999	0.0001	-0.6798	0.0001	0.5182	0.0001
Durable Manuf.	-0.903	0.0001	-1.1726	0.0001	-1.1892	0.0001	0.4218	0.0001
Constr.	-0.1082	0.4088	-0.2486	0.04	-0.0842	0.4847	0.2785	0.0001
Transport	-0.5069	0.0001	-0.5022	0.0001	-0.2882	0.0085	0.629	0.0001
Wholesale Trade	-0.6153	0.0001	-0.8376	0.0001	-0.9498	0.0001	0.3613	0.0001
Retail Trade	-0.1611	0.1466	0.2845	0.004	0.3964	0.0001	0.7539	0.0001
Fin, Ins and Real Estate	-0.4045	0.001	-0.4198	0.0001	-0.1349	0.2122	0.9966	0.0001
Comm. Services	0.0922	0.4133	0.1382	0.1719	0.2734	0.0081	1.091	0.0001
Personal Serv.	-0.2713	0.0133	0.1705	0.0838	0.3217	0.0016	0.7161	0.0001
Bus. Services	-0.0364	0.7462	-0.1443	0.1618	-0.1074	0.3118	0.7125	0.0001
Pub. Admin.	-0.301	0.0158	-0.3956	0.0005	-0.2106	0.0591	1.0462	0.0001
Age	-0.024	0.0001	-0.023	0.0001	-0.0103	0.0001	0.000821	0.1674
Married	-0.2509	0.0001	-0.2151	0.0001	-0.039	0.0809	-0.0678	0.0001
Female	0.38	0.0001	0.551	0.0001	0.7698	0.0001	0.6341	0.0001
High School	-0.6504	0.0001	-0.4794	0.0001	-0.098	0.0015	0.1772	0.0001
Some Post-sec.	-0.4376	0.0001	-0.324	0.0001	-0.0212	0.5696	0.1214	0.0001
Post-sec Cert.	-0.5652	0.0001	-0.4903	0.0001	-0.136	0.0001	0.1465	0.0001
Bachelor's Degree	-0.5937	0.0001	-0.533	0.0001	-0.2053	0.0001	-0.0494	0.0357
Natural Sciences	-0.034	0.7645	-0.2571	0.0398	0.2836	0.0011	0.5759	0.0001
Social Science	0.3555	0.0003	0.6158	0.0001	0.5341	0.0001	0.3283	0.0001
Religion	0.1843	0.4782	0.5162	0.0161	0.0628	0.7814	-1.3798	0.0001

TABLE A1 (continued)
Hazard Model Estimates

	0-10 hours		11-20 hours		21-30 hours		31-40 hours	
	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value
Teaching	0.5413	0.0001	0.65	0.0001	0.746	0.0001	-0.6054	0.0001
Medicine	0.4041	0.0001	1.0112	0.0001	1.1142	0.0001	0.5014	0.0001
Artistic	1.5436	0.0001	0.9635	0.0001	0.7746	0.0001	0.3443	0.0001
Clerical	0.7345	0.0001	1.111	0.0001	0.9045	0.0001	0.8821	0.0001
Sales	0.7752	0.0001	1.1585	0.0001	0.9997	0.0001	0.5137	0.0001
Service	1.0192	0.0001	1.184	0.0001	1.1195	0.0001	0.4559	0.0001
Farming	0.7216	0.0001	0.824	0.0001	0.7162	0.0001	0.1856	0.0015
Forestry	-0.0955	0.7438	0.193	0.4937	0.7433	0.0004	0.5494	0.0001
Mining	-0.2954	0.3499	0.2153	0.4415	0.3317	0.1774	0.4233	0.0001
Processing	0.2314	0.0461	0.5445	0.0001	0.6333	0.0001	0.3891	0.0001
Machining	-0.0153	0.9313	0.0218	0.9063	0.152	0.339	0.4764	0.0001
Fabricating	-0.1557	0.1053	0.1858	0.0224	0.043	0.5679	0.4931	0.0001
Constr.	-0.2336	0.059	0.2006	0.0639	0.2388	0.012	0.4841	0.0001
Transport Equipment Operating	0.6043	0.0001	1.1262	0.0001	0.7733	0.0001	-0.1625	0.0001
Material Handling	0.6444	0.0001	1.1641	0.0001	1.1253	0.0001	0.5946	0.0001
Other Crafts	0.4235	0.0093	0.9038	0.0001	0.6705	0.0001	0.6273	0.0001
Public Sector	-0.1499	0.0016	-0.2484	0.0001	-0.2348	0.0001	0.2477	0.0001
Base=2	1.1311	0.0001	—	—	—	—	—	—
Base=3	1.2903	0.0001	—	—	—	—	—	—
Base=4	1.7397	0.0001	—	—	—	—	—	—
Base=5	1.9236	0.0001	—	—	—	—	—	—
Base=6	1.8481	0.0001	—	—	—	—	—	—
Base=7	1.2368	0.0001	—	—	—	—	—	—
Base=8	2.6145	0.0001	—	—	—	—	—	—
Base=9	0.8778	0.0001	—	—	—	—	—	—
Base=10	2.7179	0.0001	—	—	—	—	—	—
Base=12	—	—	1.9161	0.0001	—	—	—	—
Base=13	—	—	0.2702	0.0097	—	—	—	—
Base=14	—	—	1.0014	0.0001	—	—	—	—
Base=15	—	—	2.5336	0.0001	—	—	—	—
Base=16	—	—	2.1838	0.0001	—	—	—	—

TABLE A1 (continued)
Hazard Model Estimates

	0-10 hours		11-20 hours		21-30 hours		31-40 hours	
	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value	coefficient	p-value
Base=17	—	—	0.4411	0.0001	—	—	—	—
Base=18	—	—	1.43	0.0001	—	—	—	—
Base=19	—	—	0.3316	0.0022	—	—	—	—
Base=20	—	—	3.2111	0.0001	—	—	—	—
Base=22	—	—	—	—	0.00566	0.9304	—	—
Base=23	—	—	—	—	0.0528	0.4107	—	—
Base=24	—	—	—	—	1.3308	0.0001	—	—
Base=25	—	—	—	—	1.3561	0.0001	—	—
Base=26	—	—	—	—	-0.3421	0.0001	—	—
Base=27	—	—	—	—	-0.2347	0.001	—	—
Base=28	—	—	—	—	0.7325	0.0001	—	—
Base=29	—	—	—	—	-0.5943	0.0001	—	—
Base=30	—	—	—	—	2.3676	0.0001	—	—
Base=32	—	—	—	—	—	—	2.066	0.0001
Base=33	—	—	—	—	—	—	0.6625	0.0001
Base=34	—	—	—	—	—	—	0.5744	0.0001
Base=35	—	—	—	—	—	—	3.2099	0.0001
Base=36	—	—	—	—	—	—	2.0987	0.0001
Base=37	—	—	—	—	—	—	1.8549	0.0001
Base=38	—	—	—	—	—	—	3.591	0.0001
Base=39	—	—	—	—	—	—	1.3459	0.0001
Base=40	—	—	—	—	—	—	6.2504	0.0001
Unemp. Rate	-0.0302	0.0001	-0.0195	0.0001	-0.00892	0.0015	0.0121	0.0001
Exempt from EI	0.0604	0.0217	0.168	0.0856	—	—	—	—
ENTCH	—	—	—	—	-0.00722	0.0085	—	—
ENTCHP	-0.00504	0.0458	0.00877	0.022	0.0124	0.0032	-0.0134	0.0001
ENTCHM	—	—	—	—	—	—	-0.00504	0.0154
Exempt from EI	0.0604	0.0217	0.168	0.0856	—	—	—	—
ENTCH	—	—	—	—	-0.00722	0.0085	—	—
ENTCHP	-0.00504	0.0458	0.00877	0.022	0.0124	0.0032	-0.0134	0.0001
ENTCHM	—	—	—	—	—	—	-0.00504	0.0154

Les répercussions du projet de loi C-12 sur les heures de travail hebdomadaires

Préparé pour :
Évaluation stratégique et suivi du rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Rédigé par :
Jane Friesen et Dennis Maki
Département d'économique
Université Simon Fraser
Burnaby (C.-B.)

octobre 2000

SP-AH129-03-00F

Remerciements

Cette étude a été réalisée pour la direction de l'Évaluation stratégique et suivi du rendement de Développement des ressources humaines Canada. Les auteurs tiennent à remercier Timothy Sargent du Service des finance, ainsi que Ging Wong, Tom Siedule et Nazish Ahmad de DRHC pour leurs commentaires utiles. Les opinions émises dans le présent rapport sont celles des auteurs et ne correspondent pas nécessairement à celles de DRHC.

Nous tenons à remercier David Gray, Alice Nakamura et Arthur Sweetman, dont les observations nous ont été fort utiles. La partie des travaux empiriques exposés ici, qui repose sur les totalisations des données de l'EPA, a été effectuée par Dale Campbell, de Statistique Canada, dont nous avons beaucoup apprécié la bonne humeur. Nous tenons par ailleurs à remercier Deborah Sunter et Nathalie Caron, de Statistique Canada, dont la collaboration a beaucoup facilité notre tâche.

Table des matières

Condensé i

1. Introduction 1

2. Les répercussions directes du projet de loi C-12 sur l'admissibilité et le droit aux prestations selon la répartition des heures de travail hebdomadaires 3

3. Les répercussions indirectes prévues de ces changements sur les heures de travail hebdomadaires 11

4. Changements dans la répartition des heures — indications empiriques 13

5. Analyse formelle 21
5.1 Le contexte économique 21
5.2 Intégration des effets de l'AE 22
5.3 Résultats 23
5.4 Simulations 24
5.5 Analyse des sous-groupes 27

6. Conclusion 29

Bibliographie 31

Annexe A 33

Liste des tableaux

Tableau 1 Changements relatifs à la couverture du régime et au nombre de semaines de prestations en vertu du projet de loi C-12, selon différents horaires de travail et selon le nombre de semaines de travail pendant la période de référence 4

Tableau 2 Effet prévu du passage de l'AC à l'AE sur la proportion des emplois dans chaque catégorie d'horaires, dans les secteurs stables et instables ... 12

Tableau 3 Estimation des paramètres de l'AE, modèle de la fonction de hasard 24

Tableau 4 Différence dans les coefficients logit estimés, probabilité d'heures réduites, de janvier à juin 27

Tableau A1 Estimations du modèle de hasard 33

Liste des figures

Figure 1 Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est faible 7

Figure 2 Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est moyen 7

Figure 3 Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est élevé 8

Figure 4 Différence dans le nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, après le passage à l'AE 9

Figure 5 Fonctions de densité des heures (proportion des emplois comptant précisément x heures par semaine, au mois de juin de diverses années) .. 14

Figure 6 Estimation du changement dans les fonctions de densité (proportion des emplois nécessitant précisément x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE 16

Figure 7 Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant moins de x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes 17

Figure 8 Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes, échantillon global et provinces de l'Atlantique 18

Figure 9 Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes, échantillon global et industries à roulement élevé 19

Figure 10 Estimation du changement dans les fonctions de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes, échantillon global et industries saisonnières 20

Figure 11 Estimation du changement dans la fonction de densité (proportion des emplois nécessitant x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE 25

Figure 12 Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE 26

Condensé

Deux modifications apportées au régime d'assurance-chômage à la suite de l'adoption du projet de loi C-12, ont modifié sensiblement les coûts et avantages relatifs du régime pour les travailleurs ayant des horaires de travail hebdomadaires et annuels variables : l'élargissement du régime aux travailleurs qui accomplissaient moins de 15 heures de travail par semaine; et l'adoption d'une nouvelle formule fondée non pas sur les semaines de travail, mais bien sur les heures de travail, afin de déterminer l'admissibilité et le droit aux prestations.

Nous examinons ici les conséquences de ces modifications. Premièrement, nous nous intéressons à la réduction significative du droit aux prestations qu'ont subie certains travailleurs à temps partiel. Deuxièmement, nous démontrons, à partir des données de l'Enquête sur la population active, que les travailleurs et les entreprises ont réagi à l'adoption du projet de loi C-12 en modifiant les horaires hebdomadaires de travail de façon à améliorer leurs chances d'admissibilité et leur droit aux prestations. Nous avons constaté que la proportion des emplois comptant moins de 15 heures par semaine avait diminué d'environ 5 p. 100 par suite de l'intégration de ces emplois au régime d'assurance. En général, nous avons observé une tendance à accomplir plus d'heures de travail chez les travailleurs à temps partiel. C'est dans les provinces de l'Atlantique et dans les industries qui emploient un grand nombre de travailleurs à temps partiel que cette tendance est la plus prononcée. Dans les industries saisonnières, la proportion des emplois comptant entre 15 et 40 heures par semaine a diminué, tandis que la proportion des emplois de 40 heures et plus a augmenté.

On peut tirer plusieurs conclusions de ces constatations : 1) de tels rajustements dans les horaires de travail compensent en partie la perte des prestations que les travailleurs auraient autrement subie; 2) la suppression de la distinction entre les semaines de travail selon qu'elles comptaient plus ou moins 15 heures a éliminé la pratique consistant à fractionner certains emplois en semaines réduites pour éviter d'avoir à payer des cotisations d'assurance-chômage; 3) l'augmentation des emplois comptant de nombreuses heures par semaine dans certaines industries saisonnières peut s'expliquer par l'élimination de la pratique qui consistait à fractionner les emplois en semaines réduites pour que les travailleurs soient plus nombreux à être admissibles aux prestations d'AC; et 4) la réduction de la proportion des emplois à temps partiel dans certains secteurs instables s'explique peut-être par une nouvelle distorsion qui se produit du fait que, selon le nouveau régime fondé sur les heures, une semaine de travail à temps partiel n'est pas assurée aussi pleinement qu'une semaine de travail à temps plein.

1. Introduction

Le présent rapport analyse les effets sur les horaires hebdomadaires de travail, de deux changements importants qui ont été apportés au régime d'assurance-chômage lorsque le projet de loi C-12, en vertu duquel le régime allait dorénavant s'appeler « assurance-emploi », a été adopté : l'élargissement du régime aux travailleurs qui accomplissaient moins de 15 heures de travail par semaine; et l'adoption d'une nouvelle formule fondée non pas sur les semaines de travail, mais bien sur les heures de travail afin de déterminer l'admissibilité et le droit aux prestations. Ces deux changements, qui sont entrés en vigueur en janvier 1997, ont modifié sensiblement les coûts et avantages relatifs du régime pour les travailleurs ayant des horaires de travail hebdomadaires et annuels variables.

L'une des conséquences des répercussions différentielles d'un système fondé sur les heures pour les travailleurs dont les heures de travail sont variables, c'est que certains travailleurs, particulièrement ceux qui travaillent à temps partiel, ont vu leur droit aux prestations réduit de beaucoup. Nous examinerons plusieurs cas illustrant les effets de cette réduction à la section 2 de notre rapport. Une deuxième conséquence moins directe, c'est que les changements apportés incitent les travailleurs aussi bien que les entreprises à modifier les horaires de travail annuels et hebdomadaires, afin d'améliorer leurs chances d'admissibilité et leur droit aux prestations. Nous verrons ces effets incitatifs plus en détail à la section 3. Les sections 4 et 5 tentent de déterminer, à partir des données de l'Enquête sur la population active, si les travailleurs et les entreprises ont modifié les horaires de travail hebdomadaires à la suite de ces nouvelles mesures incitatives.

Il est important de comprendre ces changements dans les comportements, et ce, pour diverses raisons. Premièrement, l'intégration au régime d'assurance-emploi (AE) des travailleurs qui effectuent moins de 15 heures de travail par semaine a éliminé une exemption qui avait peut-être incité certains employeurs à fractionner des emplois en plusieurs quarts très brefs, pour éviter d'avoir à cotiser au régime. Deuxièmement, certains travailleurs ont peut-être modifié leurs habitudes quant au nombre d'heures de travail par semaine et de semaines par mois pour éviter des réductions significatives dans leur droit aux prestations, voire même pour éviter de devenir inadmissibles. Même si, d'un côté, de telles décisions atténueraient les difficultés éprouvées par certaines personnes, d'un autre côté, on peut en déduire que les règles de l'AE ont créé une *nouvelle* distorsion dans les décisions des travailleurs et des entreprises au sujet des heures de travail. Troisièmement, dans certaines industries saisonnières qui comptaient beaucoup sur l'AC, il se peut que dans le passé les travailleurs et les entreprises aient réagi à l'augmentation du nombre de semaines ouvrant droit aux prestations en répartissant le même nombre d'heures de travail sur un plus grand nombre de semaines. Mais depuis l'adoption du système fondé sur les heures, cette stratégie est inopérante. Par conséquent, le passage d'un système fondé sur les semaines à un système fondé sur les heures entraînerait, dans ces industries, une tendance observable à revenir à des semaines de travail plus longues.

2. *Les répercussions directes du projet de loi C-12 sur l'admissibilité et le droit aux prestations selon la répartition des heures de travail hebdomadaires*

En vertu de l'ancien régime d'assurance-chômage, les semaines au cours desquelles les travailleurs accomplissaient moins de 15 heures n'étaient pas assurables, de sorte que la rémunération de ces semaines n'était pas assujettie aux cotisations, et ne changeait rien au nombre de semaines ouvrant droit aux prestations. De plus, avant le projet de loi C-12, toutes les semaines d'emploi de plus de 15 heures comptaient autant aux fins du calcul permettant de déterminer l'admissibilité et le droit aux prestations. Selon le système fondé sur les heures, les semaines comportant un plus grand nombre d'heures de travail comptent plus que les semaines plus courtes lorsqu'il s'agit d'évaluer l'admissibilité et le droit aux prestations.

Le tableau 1 résume ces changements dans la couverture et le droit aux prestations pour plusieurs cas importants. Les rangées en gris foncé au bas du tableau font état des emplois qui n'étaient pas assujettis à l'ancien régime d'assurance-chômage et qui sont dorénavant assujettis à l'assurance-emploi. Conformément à l'AE, les travailleurs qui travaillent selon ces modalités paient dorénavant des cotisations à l'AE, et leurs heures de travail sont prises en considération lorsqu'il s'agit de déterminer l'admissibilité et le droit aux prestations. En plus d'éliminer la raison qui incitait les travailleurs et les entreprises à modifier leurs décisions au sujet des heures de travail, l'intégration de ces semaines, dans le cadre du régime d'assurance-emploi, avait pour objet d'élargir le régime au nombre croissant de travailleurs à temps partiel, y compris ceux qui travaillent en fait selon des horaires à temps plein, car une couverture étendue est importante si le programme doit continuer d'être efficace à titre de stabilisateur macro-économique automatique. Comme le montrent les cases correspondantes, à moins que les travailleurs ne combinent des semaines réduites et des semaines plus longues à un moment de l'année ou à un autre, ils paieront des cotisations mais ne seront jamais admissibles aux prestations. Dans les cas où la rémunération annuelle totale est inférieure à 2 000 $ par année, cependant, toutes les cotisations de l'employé et de l'employeur sont remboursées, de sorte que l'effet net du régime d'AE est nul.

Les colonnes en gris plus clair montrent la *différence* dans le droit aux prestations en vertu du projet de loi C-12, pour les travailleurs qui ont des horaires différents, et qui se trouvent dans les catégories représentant les taux de chômage les plus faibles et les plus élevés. En parcourant la première colonne ombragée qui correspond au taux de chômage le plus faible, on constate que certains travailleurs ayant des horaires réguliers de 40 heures ou plus ont vu leur droit aux prestations s'accroître en vertu de l'AE. Les travailleurs à temps

TABLEAU 1

Changements relatifs à la couverture du régime et au nombre de semaines de prestations en vertu du projet de loi C-12, selon différents horaires de travail et selon le nombre de semaines de travail pendant la période de référence

Heures par semaine	Semaines par année	Total des heures	Semaines d'admissibilité aux prestations					
			Taux de chômage = 6 p. 100			Taux de chômage = 16 p. 100		
			AE	AC	différence	AE	AC	différence
45	52	2 340	29	36	**-7**	45	50	**-5**
	40	1 800	35	24	**11**	45	46	**-1**
	20	900	17	14	**3**	38	33	**5**
	12	540	0	0	**0**	33	32	**1**
	10	450	0	0	**0**	32	0	**32**
40	52	2 080	29	36	**-7**	45	50	**-5**
	40	1 600	29	24	**5**	54	46	**8**
	20	800	15	14	**1**	37	33	**4**
	12	480	0	0	**0**	32	32	**0**
	10	400	0	0	**0**	0	0	**0**
35	52	1 820	29	36	**-7**	45	50	**-5**
	40	1 400	24	24	**0**	45	46	**-1**
	20	700	14	14	**0**	36	33	**3**
	12	420	0	0	**0**	32	32	**0**
	10	350	0	0	**0**	0	0	**0**
20	52	1 040	18	36	**-18**	40	50	**-10**
	40	800	15	24	**-9**	37	46	**-9**
	20	400	0	14	**-14**	0	33	**-33**
	12	240	0	0	**0**	0	32	**-32**
	10	200	0	0	**0**	0	0	**0**
15	52	780	15	36	**-21**	37	50	**-13**
	40	600	0	24	**-24**	34	46	**-12**
	20	300	0	14	**-14**	0	33	**-33**
	12	180	0	0	**0**	0	32	**-32**
	10	150	0	0	**0**	0	0	**0**

TABLEAU 1 (suite)
Changements relatifs à la couverture du régime et au nombre de semaines de prestations en vertu du projet de loi C-12, selon différents horaires de travail et selon le nombre de semaines de travail pendant la période de référence

Heures par semaine	Semaines par année	Total des heures	Semaines d'admissibilité aux prestations					
			Taux de chômage = 6 p. 100			Taux de chômage = 16 p. 100		
			AE	AC	différence	AE	AC	différence
10	52	520	0	0	**0**	33	0	**33**
	40	400	0	0	**0**	0	0	**0**
	20	200	0	0	**0**	0	0	**0**
	12	120	0	0	**0**	0	0	**0**
	10	100	0	0	**0**	0	0	**0**
5	52	260	0	0	**0**	0	0	**0**
	40	200	0	0	**0**	0	0	**0**
	20	100	0	0	**0**	0	0	**0**
	12	60	0	0	**0**	0	0	**0**
	10	50	0	0	**0**	0	0	**0**

* Les colonnes en gris clair montrent la différence entre le droit aux prestations selon l'AE et l'AC. Les rangées en gris foncé font état d'emplois qui n'étaient pas visés par le régime d'AC (pas de cotisations, pas de prestations) et qui sont dorénavant assujettis à l'AE.

partiel qui effectuent 15 heures de travail ou plus par semaine pendant une bonne partie de l'année ont vu leur droit aux prestations diminuer de beaucoup. Les travailleurs à temps partiel qui font moins de 10 heures par semaine ont continué d'être inadmissibles aux prestations.

En examinant la deuxième colonne ombragée, qui dénote le taux de chômage le plus élevé, on constate que certains travailleurs qui effectuent un grand nombre d'heures par semaine y ont gagné, tandis que d'autres y ont perdu, selon le nombre de semaines de travail par année. Les travailleurs qui occupent un emploi de façon discontinue mais qui accumulent de nombreuses heures lorsqu'ils travaillent, ont vu leurs prestations s'accroître, parfois de façon considérable. Encore une fois, les travailleurs à temps partiel qui font 15 heures ou plus par semaine ont connu des réductions parfois très importantes dans les prestations auxquelles ils avaient droit. Cependant, ce ne sont pas tous les travailleurs à temps partiel qui ont vu leur droit aux prestations diminuer en vertu du projet de loi C-12. Nous constatons qu'un travailleur qui fait 10 heures par semaine pendant 52 semaines par année et qui n'aurait pas eu droit aux prestations en vertu de l'ancien régime d'AC a désormais droit à 33 semaines de prestations d'AE.

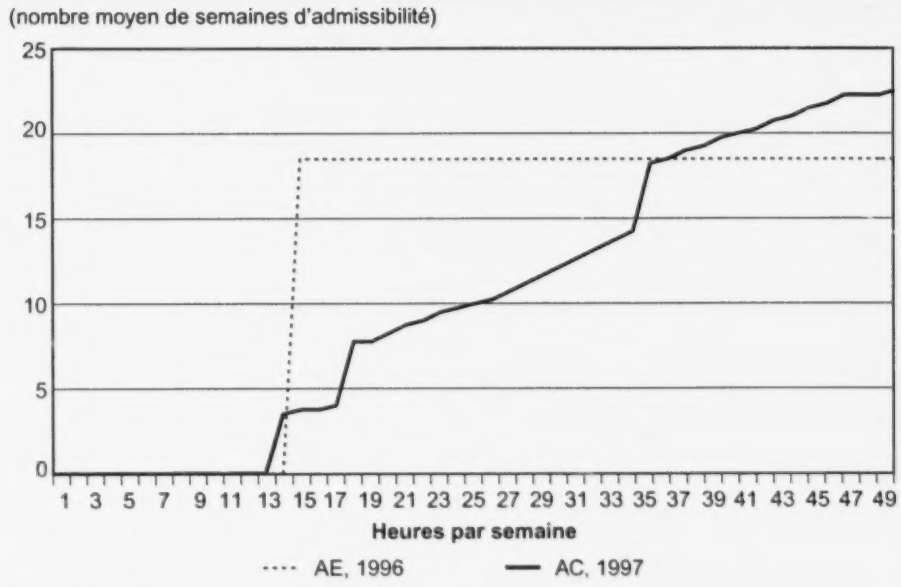
De toute évidence, de nombreux travailleurs ont un horaire qui varie au cours de l'année ou cumulent plus d'un emploi. Même s'il n'est pas possible de quantifier facilement le

changement dans le droit aux prestations en pareil cas, nous pouvons faire certaines observations générales. Premièrement, les semaines au cours desquelles les travailleurs font moins de 15 heures et les semaines au cours desquelles ils font plus de 15 heures en tout, mais moins de 15 heures dans le cadre d'un même emploi sont prises en compte pour déterminer l'admissibilité à l'AE et le calcul des prestations, ce qui n'aurait pas été le cas en vertu de l'AC. Pour certains travailleurs, le fait que toutes les heures de travail soient ainsi prises en considération afin de déterminer l'admissibilité et le montant des prestations compensera amplement le coût des cotisations à l'AE, de sorte qu'ils y gagneront. D'autres, cependant, y perdront. Deuxièmement, les semaines de travail comptant au moins 15 heures mais moins de 35 heures sont moins avantageuses sur le plan de l'admissibilité et du calcul des prestations en vertu de l'AE contrairement à l'AC. Troisièmement, dans la plupart des cas, les semaines au cours desquelles les travailleurs font plus de 35 heures sont plus avantageuses en vertu de l'AE qu'en vertu de l'AC, pour ce qui est de l'admissibilité et du calcul des prestations.

Nous avons établi une mesure sommaire, selon chaque horaire hebdomadaire, du nombre de semaines ouvrant droit aux prestations en prenant le nombre de semaines de prestations payables à un travailleur qui effectue un nombre x d'heures par semaine pendant 12, 20, 40 ou 52 semaines au cours de l'année, et en faisant une simple moyenne arithmétique de ces valeurs. Cette mesure sommaire, établie pour 1996 et 1997, est illustrée dans les figures 1 à 3 pour les régions où le chômage est faible, moyen et élevé, respectivement. En vertu de l'AC, les travailleurs qui faisaient moins de 15 heures par semaine n'étaient jamais admissibles aux prestations. Même si les travailleurs qui faisaient au moins 15 heures par semaine voyaient leur droit aux prestations augmenter en fonction de leurs semaines de travail, ils ne constataient pas la même augmentation en fonction du nombre d'heures de travail par semaine. Notre mesure sommaire du droit aux prestations d'AC est donc une fonction échelonnée, passant de zéro semaine de prestations pour les travailleurs qui font moins de 15 heures par semaine à un nombre x de semaines de prestations, établi selon le taux de chômage à précisément 15 heures de travail par semaine. L'adoption d'un système fondé sur les heures a remplacé cette fonction échelonnée, fixé à 15 heures en vertu de l'AC, par une augmentation plus graduelle du droit aux prestations qui commence à moins de 15 heures et qui se poursuit par segments selon la répartition des heures. L'ampleur relative de ces changements, dans des régions où le taux de chômage est différent, est présentée plus clairement à la figure 4, qui illustre l'évolution de la valeur de la mesure sommaire entre 1996 et 1997. Une valeur positive indique un gain au chapitre du droit aux prestations en vertu de l'AE et une valeur négative dénote une perte. Encore ici, nous voyons que la différence dans le droit aux prestations est importante dans certaines régions selon les segments de répartition des heures, et qu'elle a varié considérablement.

FIGURE 1

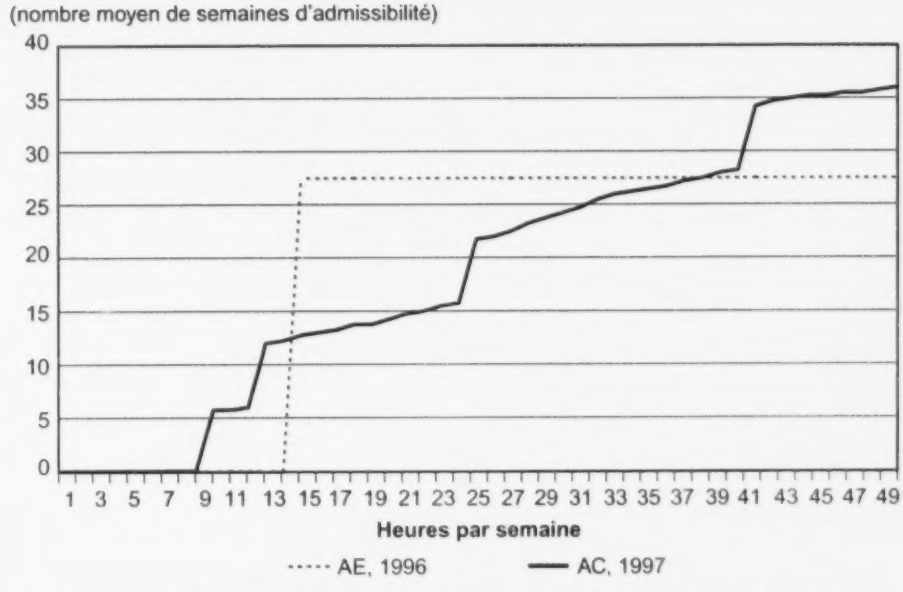
Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est faible*



* Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations pour 12, 20, 40 et 52 semaines de travail par année.

FIGURE 2

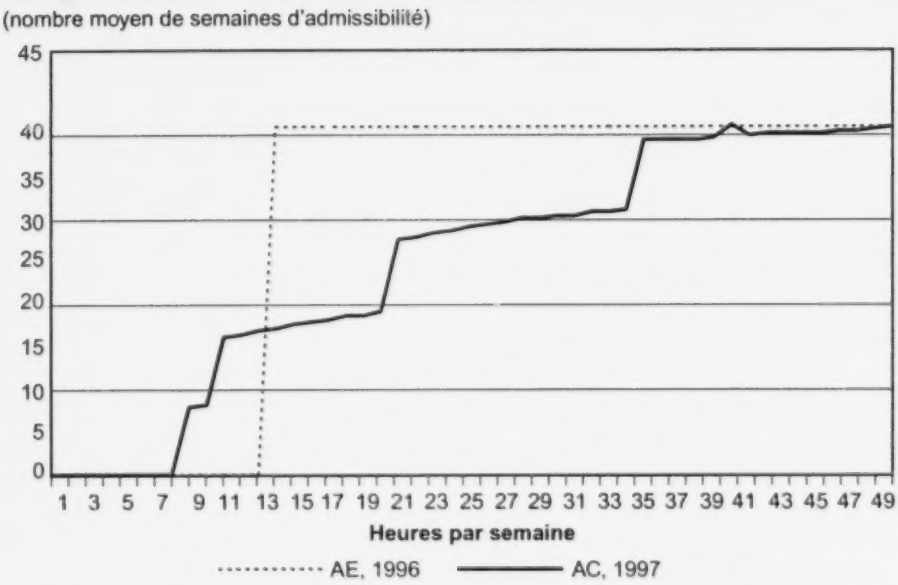
Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est moyen*



* Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations pour 12, 20, 40 et 52 semaines de travail par année.

FIGURE 3

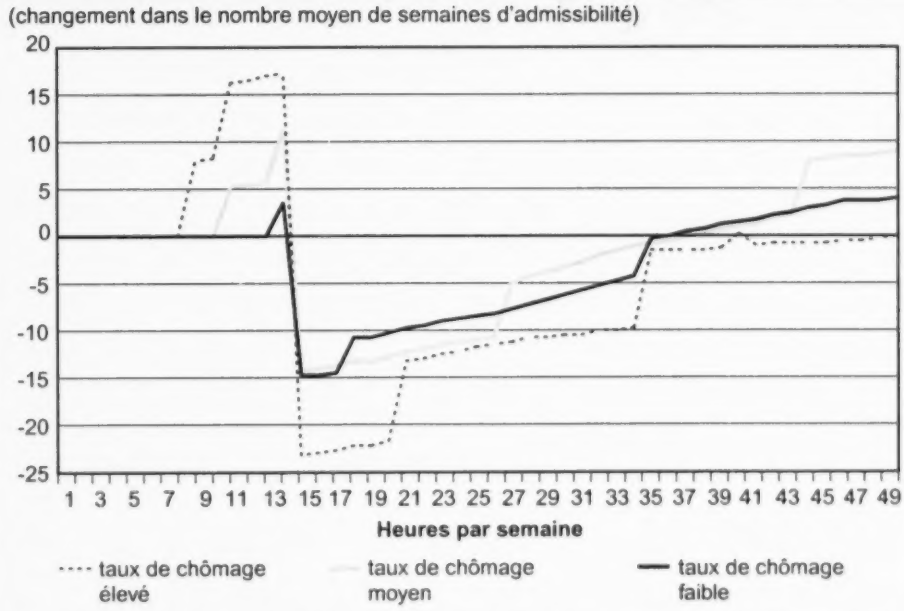
Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est élevé*



* Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations pour 12, 20, 40 et 52 semaines de travail par année.

FIGURE 4

Différence dans le nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine après le passage à l'AE*



* Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations pour 12, 20, 40 et 52 semaines de travail par année.

3. *Les répercussions indirectes prévues de ces changements sur les heures de travail hebdomadaires*

Les emplois comptant moins de 15 heures étaient exclus du régime d'assurance-chômage (AE), ce qui incitait certaines entreprises à modifier les horaires hebdomadaires de travail. La nature de l'incitatif variait selon qu'il s'agissait ou non d'entreprises générant des emplois instables susceptibles de donner lieu à des demandes de prestations d'AC. Les entreprises qui étaient à l'origine de nombreuses demandes d'AC voulaient éviter de créer de tels horaires, puisqu'ils n'assuraient pas l'admissibilité à l'AC des travailleurs licenciés. Les entreprises qui ne généraient pas beaucoup de demandes de prestations voulaient créer un plus grand nombre de ces horaires afin d'éviter de cotiser au régime.

L'intégration au régime d'assurance-emploi (AE) des emplois comportant moins de 15 heures par semaine a éliminé ces distorsions, ce qui était l'objectif visé. Comme on le voit dans la troisième colonne du tableau 2, nous nous attendions à une réduction de ces emplois dans les secteurs qui offrent des niveaux raisonnablement élevés de stabilité d'emploi, et à une augmentation des emplois comportant légèrement plus de 15 heures par semaine, à mesure que les entreprises offriraient de moins en moins des emplois de très courte durée. Toutes choses étant égales par ailleurs, on se serait attendu à voir une augmentation des emplois de moins de 15 heures par semaine dans les industries moins stables, lorsque cette distorsion a pris fin, et une réduction équivalente des emplois comportant de 15 à 34 heures.

Depuis les changements dans les règles régissant l'admissibilité et le droit aux prestations, il est plus difficile pour les travailleurs qui font entre 15 et 34 heures par semaine, et plus facile pour les travailleurs qui font plus de 36 heures par semaine, de répondre aux critères d'admissibilité à l'AE et d'avoir droit à un nombre considérable de semaines de prestations, peu importe que l'employeur soit un cotisant net ou un bénéficiaire net par rapport au programme d'AE. Comme on le voit dans la quatrième colonne du tableau 2, nous nous attendons à ce que les entreprises privilégient les semaines plus longues dans les secteurs et les régions qui connaissent une certaine instabilité de l'emploi, et où l'assurance-emploi est un élément important du régime de rémunération. Dans les secteurs stables, les modifications aux critères régissant l'admissibilité et le droit aux prestations ne devraient pas être assez importants pour susciter un changement observable dans les comportements des travailleurs et des entreprises.

L'effet net de ces deux changements dans le régime d'assurance est résumé dans la dernière colonne du tableau 2. Nous nous attendons à voir une augmentation éventuelle du nombre d'emplois comptant moins de 15 heures par semaine dans les secteurs instables, et une réduction de ces emplois dans les secteurs stables. Nous nous attendons à voir une réduction des emplois comptant entre 15 et 34 heures par semaine dans les secteurs instables, et une augmentation éventuelle dans les secteurs stables. Enfin, nous nous attendons à ce que la proportion des emplois comptant au moins 35 heures par semaine augmente, particulièrement dans les secteurs instables.

TABLEAU 2

Effet prévu du passage de l'AC à l'AE sur la proportion des emplois dans chaque catégorie d'horaires, dans les secteurs stables et instables

		Couverture <15 heures par semaine	Changement dans les règles d'admissibilité / le droit aux prestations	Changement net
<15 heures	instables	augmentation	légère réduction	augmentation possible
	stables	réduction	légère réduction	réduction
15 à 34 heures	instables	réduction	réduction	réduction
	stables	augmentation	légère réduction possible	augmentation possible
34 heures et plus	instables	aucun changement	augmentation	augmentation
	stables	aucun changement	légère augmentation possible	légère augmentation possible

4. Changements dans la répartition des heures — indications empiriques

Selon l'analyse de la section précédente, on pourrait s'attendre à observer une tendance générale à l'augmentation du nombre d'heures à la suite de la mise en oeuvre du régime d'AE. En particulier, nous recherchons une réduction de la proportion des emplois qui comptent moins de 15 heures par semaine dans les secteurs stables, à mesure que la distorsion relative aux cotisations est éliminée, et une réduction de la proportion des emplois comptant entre 15 et 34 heures par semaine dans les secteurs qui n'offrent pas d'emplois stables et qui, par conséquent, tirent des avantages nets importants du régime d'AE.

Pour examiner ces possibilités, nous analysons les données de plusieurs échantillons sélectifs de la répartition des heures selon l'Enquête sur la population active (EPA), avant et après les changements qui sont entrés en vigueur en janvier 1997, pour voir si nous pouvons y déceler des tendances en ce qui a trait aux changements qui seraient conformes aux réactions comportementales plausibles des travailleurs et des entreprises. Comme le questionnaire de l'EPA a été modifié en janvier 1997, la mesure des heures habituelles n'est pas conforme pour les deux années de l'enquête[1]. Nous utilisons la mesure déclarée des heures réelles dans l'ensemble de notre analyse afin de minimiser les problèmes créés par le remaniement de l'EPA. La possibilité qu'il y ait des changements dans la façon dont les répondants répondent à la question sur leurs heures de travail réelles est examinée ci-dessous.

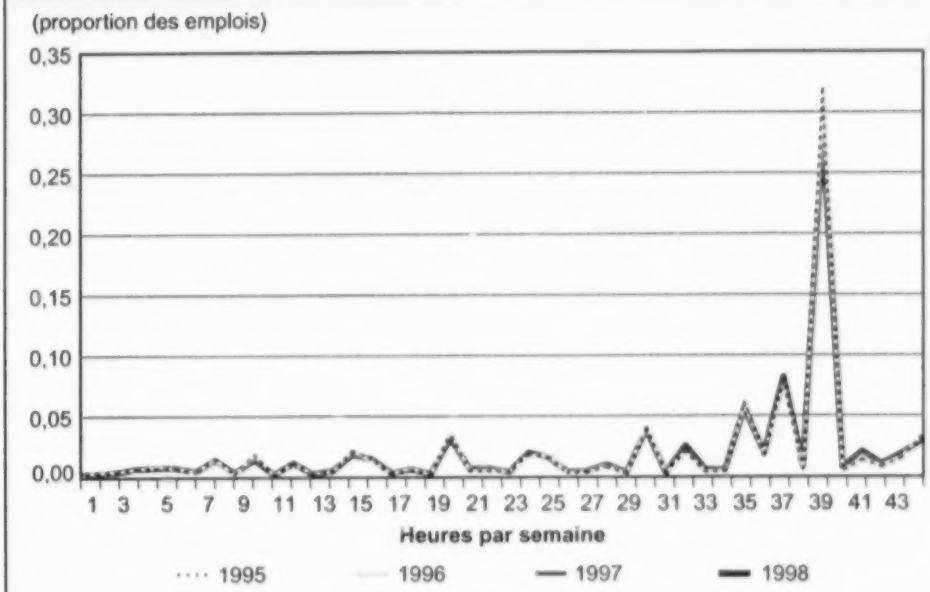
Le choix des périodes appropriées pour nos échantillons sélectifs de la répartition des heures « avant » et « après » dépend des hypothèses retenues au sujet du temps qu'il faut aux travailleurs et aux entreprises pour comprendre les répercussions des changements au programme et les coûts qui s'y rattachent lorsqu'ils modifient les horaires hebdomadaires. S'il coûte plus cher aux entreprises et aux travailleurs d'apporter des changements rapides dans les horaires de travail plutôt que de procéder à des changements plus graduels, il se peut que des rajustements aient été entrepris dès que les changements ont été annoncés en juillet 1996, mais qu'il ait fallu un certain temps pour qu'ils soient complétés. Nous voudrions alors comparer les données de l'EPA de juin 1996, juste avant l'annonce du projet de loi C-12, aux données de l'EPA de juin 1997, au cours du sixième mois suivant la date d'entrée en vigueur de la loi. Même si cette dernière n'était en vigueur que depuis six mois en juin 1997, les employeurs et les employés étaient au courant des changements depuis près d'un an, de sorte qu'on pourrait s'attendre à ce qu'ils aient déjà commencé à y réagir. Si des rajustements rapides ne sont pas plus coûteux que des rajustements graduels, ils auraient tous été apportés dès que la loi est entrée en vigueur en janvier 1997. Dans ce cas, on observerait des réactions comportementales évidentes dans une comparaison des données entre décembre 1996 et janvier 1997. Si les rajustements rapides ne sont pas coûteux, mais que l'apprentissage est long, les rajustements auraient été amorcés en janvier 1997 mais auraient pris un certain temps avant d'être menés à bien. Il conviendrait alors de comparer les données de décembre 1996 à celles de décembre 1997.

---

1 Voir Sunter, Kinack, Akyeampong et Charrette (1996).

FIGURE 5

Fonctions de densité des heures (proportion des emplois comptant précisément x heures par semaine, au mois de juin de diverses années)



La figure 5 illustre la fonction de densité des heures réelles de travail au cours d'une semaine de référence en juin 1995, 1996, 1997 et 1998. Le sommet de 20 heures, par exemple, représente la proportion de tous les emplois visés par l'EPA qui comportaient exactement 20 heures de travail pendant la semaine de référence. Comme on pouvait s'y attendre, les répartitions sont dominées par le pic de 40 heures par semaine, ce qui représente, de loin, l'horaire le plus fréquent. Il faut toutefois remarquer que ce pic est nettement inférieur en 1997 et en 1998 par rapport aux années 1995 et 1996. On observe également dans ce tracé ce qui semble un déplacement du pic de 38 heures en 1995 et en 1996 à 37 heures en 1997 et en 1998. On ne s'attendait pas à ce changement en réaction au programme, et aucune autre explication ne semble plausible. Dans les tracés subséquents, les densités de 37 heures et de 38 heures sont additionnées, ce qui permet d'atténuer ces fluctuations.

Une comparaison simple de la fonction de densité des heures entre juin 1996 et juin 1997 révélerait des différences qui pourraient être attribuées à au moins trois facteurs : 1) des changements dans les comportements découlant du régime d'AE; 2) des changements dans la conjoncture économique; et 3) des modifications dans les données déclarées en raison des changements apportés au questionnaire de l'EPA, qui ont été mis en place progressivement au cours de la deuxième moitié de 1996. Nous avons pris plusieurs mesures pour isoler les changements qui peuvent être attribués aux modifications apportées au régime d'AE.

Pour éliminer toute confusion possible entre les répercussions des tendances de la conjoncture économique et celles des effets saisonniers qui se traduiraient par des changements dans la fonction de densité des heures, nous comparons les changements qui se sont produits entre janvier et juin 1996 à ceux qui se sont produits entre janvier et juin 1997. Les changements entre janvier et juin 1996 peuvent s'expliquer par l'évolution de la conjoncture économique et des effets saisonniers, tandis que les changements entre janvier et juin 1997 peuvent traduire des réactions comportementales au régime d'AE, en plus des effets conjoncturels et des effets saisonniers. En analysant les *différences* entre ces changements, nous pouvons isoler les réactions comportementales aux modifications du régime d'AE, en supposant que les effets conjoncturels et saisonniers soient constants d'une année à l'autre.

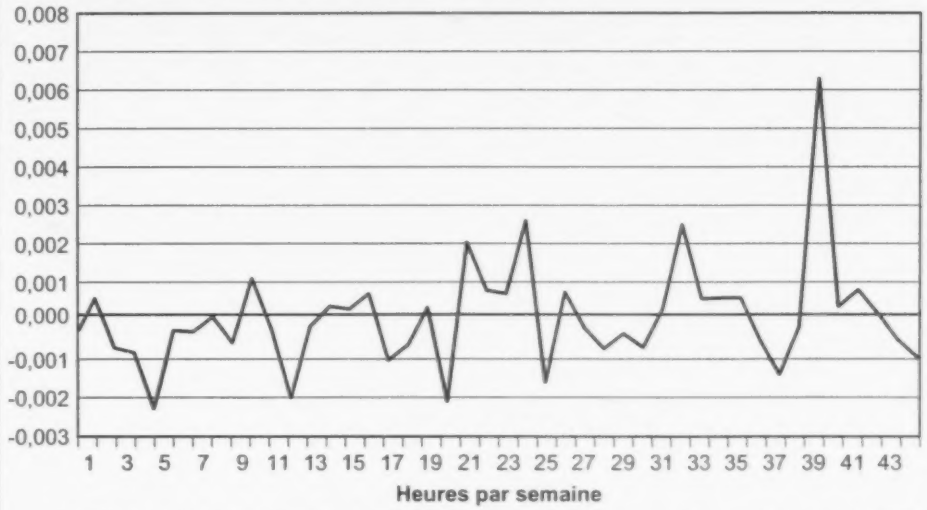
Même si la question servant à déterminer les heures réelles de travail n'a pas changé lorsque le questionnaire de l'EPA a été modifié, un examen des données révèle que les travailleurs ont davantage tendance à signaler des horaires hebdomadaires courants comme 10 heures, 20 heures et 40 heures, et moins tendance à signaler des horaires moins courants comme 11 heures, 17 heures et 23 heures. Notre méthode permet d'éviter de confondre certains changements trompeurs attribuables à la déclaration des données avec les réactions comportementales à proprement parler. Même si les données de 1997 n'ont pas été générées à partir du même questionnaire que les données de 1996, les changements *ayant cours* chaque année sont calculés au moyen d'une comparaison des mois au cours desquels le même questionnaire a été utilisé. C'est pourquoi les changements survenus au cours de l'année ne saisissent pas les changements trompeurs attribuables à la déclaration des données. La différence *entre* les changements ayant cours chaque année reflète donc les seuls changements attribuables aux comportements.

La figure 6 illustre cette différence entre les changements dans la fonction de densité des heures en 1996 et en 1997 pour l'échantillon global. Pour comprendre ce tracé, examinons, par exemple, la proportion des emplois qui comportent précisément 20 heures par semaine. Entre janvier et juin 1996, cette proportion a augmenté de 0,12 point de pourcentage. Entre janvier et juin 1997, elle a diminué de 0,09 point. En supposant que la proportion des emplois dans cette catégorie se serait accrue de la même façon entre janvier et juin 1997 qu'entre janvier et juin 1996, nous nous serions attendus à une hausse de 0,12 point. La réduction de 0,09 point représente donc une variation de -0,09 - (0,12) = -0,21 point de pourcentage (réduction) dans la proportion de ces emplois, qui peut être attribuée aux modifications apportées au régime d'AE. Comme on le voit à la figure 6, il y a davantage de changements négatifs lorsque le nombre d'heures par semaine est moins élevé et davantage de changements positifs lorsqu'il est plus élevé, ce qui est une autre indication de la tendance à l'augmentation du nombre d'heures.

La figure 7 illustre la différence entre le changement dans la fonction de répartition cumulative en 1996 et en 1997 pour le même échantillon global que celui qui a été utilisé pour illustrer la fonction de densité à la figure 6. La valeur de la fonction de répartition cumulative à 20 heures par semaine, par exemple, nous indique la proportion de tous les emplois qui comptaient moins de 20 heures par semaine. Pour comprendre ce tracé, prenons, à titre d'exemple la proportion des emplois qui comptent moins de 20 heures par semaine. Entre

janvier et juin 1996, cette proportion a diminué de 2,5 points de pourcentage. Entre janvier et juin 1997, elle a diminué de 3,2 points. Si nous supposons que la proportion des emplois dans cette catégorie aurait diminué de la même façon entre janvier et juin 1997 qu'entre janvier et juin 1996, nous nous serions attendus à une baisse de 2,5 points. La réduction de 3,2 points représente donc une variation de -3,2 - (-2,5) = -0,7 point de pourcentage (réduction) de la proportion de ces emplois dans l'échantillon global, qui peut être attribuée aux modifications apportées au régime d'AE.

FIGURE 6
Estimation du changement dans les fonctions de densité (proportion des emplois nécessitant précisément x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE *



* Changement dans la proportion des emplois comptant x heures par semaine entre janvier et juin 1997, moins le changement dans la proportion des emplois entre janvier et juin 1996. =(juin97-janv.-97)-(juin96-janv.96).

La figure 7 illustre clairement la tendance à l'augmentation du nombre d'heures. Le tracé suit une pente descendante à peu près jusqu'à 20 heures, puis remonte pour traverser l'abscisse à 35 heures par semaine. Ce profil témoigne d'une réduction de la portion des emplois comptant moins de 20 heures par semaine et d'une augmentation de la proportion des emplois comptant entre 15 et 34 heures par semaine, mais d'aucun changement dans la proportion des emplois comptant au moins 35 heures par semaine dans l'échantillon global. Ce profil est exactement celui auquel nous pouvions nous attendre à la suite d'une réaction comportementale aux modifications apportées au programme d'AE.

Si ces changements sont attribuables à l'AE, nous pourrions nous attendre à voir une différence dans leur profil selon les industries ou les régions qui sont plus ou moins stables et qui dépendent plus ou moins de l'AE. Comme on l'a vu plus tôt, dans les secteurs relativement

instables, nous nous attendrions à une augmentation possible (mais pas très vraisemblable) de la proportion des emplois requérant moins de 15 heures par semaine, et à une réduction de la part des emplois à temps partiel qui nécessitent au moins 15 heures par semaine. Dans les secteurs stables, nous nous attendrions à une diminution des emplois qui comptent moins de 15 heures par semaine en faveur d'emplois comptant plus de 15 heures par semaine. Comme les entreprises stables ne prendront vraisemblablement pas de mesures pour accroître l'admissibilité à l'AE, il n'y a pas de raison a priori de s'attendre à une tendance plus marquée vers les emplois de plus longue durée dans les entreprises stables qui emploient des travailleurs à temps partiel faisant au moins 15 heures par semaine. Si les entreprises remplacent des emplois comptant moins de 15 heures par semaine par des emplois à temps partiel comptant plus de 15 heures par semaine, la proportion des emplois dans cette dernière catégorie augmentera.

FIGURE 7

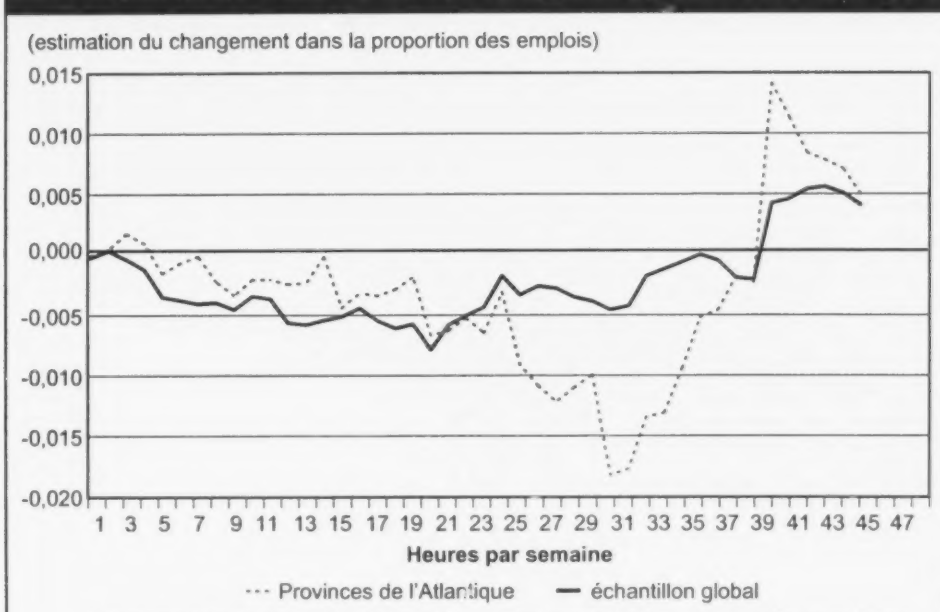
Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant moins de x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes*

* Changement dans la proportion des emplois comptant moins de x heures par semaine entre janvier et juin 1997, moins le changement dans la proportion des emplois entre janvier et juin 1996. =(juin97-janv.-97)-(juin96-janv.96).

La figure 8 illustre les différences dans la fonction de répartition cumulative pour l'échantillon global et les provinces de l'Atlantique; la figure 9 montre les changements qui se sont produits dans un groupe d'industries à roulement élevé, qui emploient un nombre important de travailleurs à temps partiel; et la figure 10 fait état des changements dans un groupe

FIGURE 8

Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes, échantillon global et provinces de l'Atlantique*



* Changement dans la proportion des emplois comptant moins de x heures par semaine entre janvier et juin 1997, moins le changement dans la proportion des emplois entre janvier et juin 1996. =(juin97-janv.-97)-(juin96-janv.96).

d'industries saisonnières[2]. Le profil des changements dans les provinces de l'Atlantique et dans les industries à roulement élevé est plus prononcé que celui de l'échantillon global, comme on pouvait s'y attendre dans ces secteurs instables et dont la dépendance envers l'AE est relativement forte.

Le profil des changements dans les industries saisonnières est un peu différent, affichant une tendance prononcée en faveur des emplois comptant plus de 40 heures par semaine. La figure 10 montre un tracé en dents de scie jusqu'à 30 heures par semaine, où il rejoint l'abscisse. Puis il suit une pente descendante assez marquée jusqu'à 40 heures par semaine, valeur à partir de laquelle il commence à remonter vers l'abscisse. Si nous comparons les valeurs à 30 heures et à 40 heures par semaine, nous constatons que le programme d'AE n'a eu aucun effet sur la proportion des emplois nécessitant moins de 30 heures par semaine, mais qu'il a réduit sensiblement la proportion des emplois nécessitant moins de 40 heures par semaine. Ce profil témoigne d'un mouvement en faveur des emplois comptant un plus

2 Le groupe des industries à roulement élevé comprend l'agriculture, la construction, le commerce au détail, les services personnels de même que les services aux entreprises et services divers. Ces secteurs emploient la plus forte proportion des travailleurs à temps partiel et affichent les taux de mise à pied les plus élevés. Le groupe des industries saisonnières comprend l'agriculture, d'autres industries du secteur primaire ainsi que la construction.

grand nombre d'heures par semaine, au détriment des emplois comptant entre 30 et 40 heures par semaine. Dans quelles proportions le nombre d'heures de travail augmente-t-il? Le tracé demeure bien en dessous de l'abscisse même à 48 heures, ce qui indique une tendance marquée en faveur des emplois comptant de très longues heures.

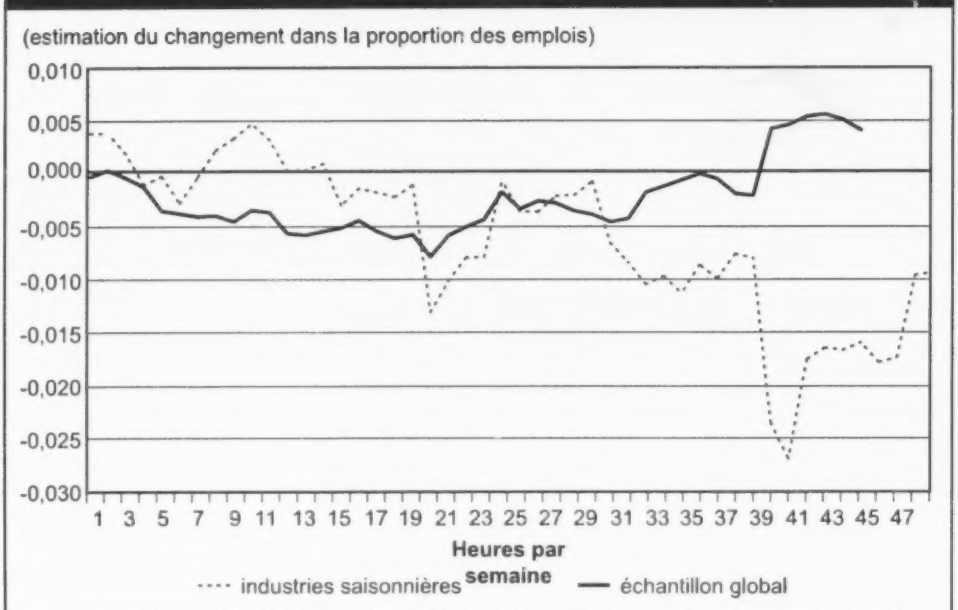
FIGURE 9

Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes, échantillon global et industries à roulement élevé*

* Changement dans la proportion des emplois comptant moins de x heures par semaine entre janvier et juin 1997, moins le changement dans la proportion des emplois entre janvier et juin 1996. =(juin97-janv.-97)-(juin96-janv.96).

FIGURE 10

Estimation du changement dans les fonctions de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes, échantillon global et industries saisonnières*



* Changement dans la proportion des emplois comptant moins de x heures par semaine entre janvier et juin 1997, moins le changement dans la proportion des emplois entre janvier et juin 1996. =(juin97-janv.-97)-(juin96-janv.96).

5. *Analyse formelle*

Nous allons maintenant procéder à une analyse plus formelle des données, afin de déterminer s'il y a moyen d'utiliser des techniques économétriques pour établir un lien de causalité entre ces fluctuations dans le profil des horaires hebdomadaires à l'échelle de l'économie et les changements apportés au programme de l'AE. Le lecteur, que les détails techniques de la procédure formelle d'estimation n'intéressent pas, peut passer directement à la section 5.4, où l'on décrit une simulation qui illustre le point culminant de notre propos à partir des résultats économétriques.

5.1 Le contexte économétrique

Nous utilisons la méthode de Donald, Green et Paarsch (1995) pour estimer un modèle semi-paramétrique de la répartition des heures. Nous faisons donc appel à une fonction de hasard pour estimer l'effet d'une série de covariables sur la répartition observée des heures. La fonction de hasard est une méthode commode pour estimer des répartitions conditionnelles et elle offre divers avantages par rapport à d'autres méthodes [on trouvera une analyse de ces avantages dans Donald, Green et Paarsch (1995), ainsi que dans Green et Paarsch, (1996)]. Cette approche nous permet d'isoler les changements dans la répartition des heures qui sont attribuables à des modifications au programme de l'AE.

La fonction de hasard est utile dans ce contexte, non pas parce que c'est une façon naturelle d'examiner les données, comme dans le cas des études de durée, mais bien parce qu'elle représente une étape intermédiaire commode qui peut être utilisée pour établir des estimations des fonctions de densité et des fonctions de répartition cumulative, qui nous seront toutes deux utiles. Dans les techniques traditionnelles d'application de la méthode des hasards aux données relatives aux durées, la fonction de hasard exprime la potentialité ponctuelle qu'un événement ait lieu, étant donné sa survie jusqu'au moment « t ».

Dans l'application qui nous intéresse, la fonction de hasard, $\lambda(h)$, est la probabilité qu'un emploi comporte exactement h heures par semaine, pourvu qu'il nécessite au moins h heures par semaine. La fonction de densité, f(h), soit la probabilité inconditionnelle qu'un emploi comporte x heures, peut être estimée au moyen de la relation $f(h) = \lambda(h) * S(h)$. La fonction de distribution cumulative, F(h), nous intéresse également. Il s'agit de la probabilité que l'emploi comporte moins de h heures par semaine, et elle est égale à un moins la fonction de survie, S(h). On peut obtenir S(h) à partir de la fonction de hasard, soit :

$$S(h^*)= [1-\lambda(h=1)]\cdot [1-\lambda(h=2)] \cdot \ldots \cdot [1-\lambda(h=h^*)].$$

Il nous faut établir les spécifications du modèle de telle sorte que le vecteur de covariance exerce un effet différent sur la fonction de hasard à différents points de la répartition. Par exemple, le fait d'être employé dans une industrie donnée pourrait accroître grandement la probabilité de travailler 10 heures par semaine ou moins, et avoir un effet relativement limité sur le fait de travailler plus de 40 heures par semaine. On obtient cette flexibilité en faisant interagir les covariables avec différents segments de la courbe de référence. Un

modèle pleinement flexible permettrait de faire interagir chaque nombre d'heures avec toutes les covariables, de sorte que chaque covariable pourrait influencer différemment la probabilité conditionnelle que l'emploi comporte chaque nombre possible d'heures de travail. Cependant, le nombre de paramètres à estimer prend rapidement des proportions énormes selon cette approche. On peut réduire le nombre de paramètres à estimer en limitant le nombre des covariables dans le modèle et en ne les faisant varier que sur certains segments de la courbe de référence, plutôt que sur chacun de ses points.

Nous estimons quatre segments de référence différents, soit 0 à 10 heures, 11 à 20 heures, 21 à 30 heures et 31 à 40 heures. Les estimations du hasard au-delà de 40 heures ne sont pas signalées ici, car étant donné la rareté des données dans ce segment, les écarts-types seraient très vastes dans les simulations dont il est question ci-dessous. Nous avons retenu au total 44 covariables, de sorte que nos estimations comprennent en tout 176 paramètres de covariance et 40 paramètres de référence.

5.2. Intégration des effets de l'AE

Pour déterminer l'effet de l'assujettissement aux cotisations d'AE sur la répartition des heures, nous comparons des données concernant la période ayant précédé l'adoption du projet de loi C-12 et la période qui l'a suivi. Dans les résultats signalés ci-dessous, nous avons regroupé les données de l'EPA de juin 1996 et de juin 1997, pour pouvoir saisir les changements découlant du programme sans nous préoccuper des effets saisonniers. Ce choix permet également de tenir compte des effets de l'apprentissage et de l'adaptation graduelle aux changements.

Comme le droit aux prestations varie selon les heures de travail effectuées, on peut intégrer des mesures du droit aux prestations à la fonction de hasard au même titre qu'une covariable variant dans le temps est intégrée à une analyse de durée. Nous avons conçu un modèle permettant de saisir l'effet du programme d'AE sur le hasard des heures au moyen de deux sortes de variables. Dans le premier cas, il s'agit simplement d'une variable nominale qui dénote l'exemption de cotiser à l'AE. L'effet des cotisations est saisi grâce à cette variable nominale, qui vaut un pour les segments de la courbe de référence correspondant à moins de 15 heures par semaine en juin 1996, et zéro dans les autres cas.

La deuxième sorte de variable a pour objet de saisir les effets des changements disproportionnés dans le droit aux prestations le long de la répartition des heures. La première étape consiste tout simplement à faire la moyenne arithmétique du droit aux prestations selon divers nombres de semaines de travail par année, conformément aux données des figures 1 à 3. Les changements dans l'ampleur absolue du droit aux prestations qui sont uniformes sur toute la répartition des heures n'auraient vraisemblablement pas d'effet sur la fonction de hasard. Par exemple, une réduction du droit aux prestations sur l'ensemble de la répartition des heures n'aurait aucun effet incitatif et n'influencerait pas les choix des entreprises et des travailleurs au sujet d'horaires hebdomadaires particuliers. Ce sont plutôt les variations relatives du droit aux prestations qui pourraient influencer ces choix. Nous intégrons trois mesures de ces variations relatives. La première, la mesure ENTCH, est égale à la différence entre notre mesure sommaire du droit aux prestations selon chaque

horaire hebdomadaire et sa valeur à 35 heures par semaine. On peut considérer cette variable comme étant la mesure de la pente des horaires, comme l'illustrent les figures 1 à 3, entre le point correspondant à chaque horaire hebdomadaire et le point des 35 heures. En 1996, cette mesure est nulle pour tous les horaires d'au moins 15 heures par semaine. En 1997, elle demeure nulle à 35 heures précisément, mais revêt une valeur négative pour les horaires inférieurs à 35 heures et une valeur positive pour les horaires supérieurs à 35 heures. De plus, en 1997, sa valeur varie selon les régions, compte tenu de différents taux de chômage.

Nous intégrons une deuxième mesure des variations relatives du droit aux prestations, ENTCHP, c'est-à-dire la différence entre notre mesure sommaire à chaque point et sa valeur au pic suivant de la répartition des heures. S'il est plus facile pour les entreprises et les travailleurs de hausser légèrement le nombre d'heures hebdomadaires, plutôt que de l'augmenter dans des proportions marquées, la pente plus localisée de la fonction du droit aux prestations peut avoir un effet significatif sur le hasard des heures. Par exemple, il se peut que l'important palier à 15 heures en 1996 soit plus susceptible de provoquer un mouvement de 12 à 15 heures que de 12 à 35 heures.

Si le hasard à un point donné est influencé par la valeur relative du droit aux prestations au pic suivant, il s'ensuit que le hasard à un pic donné sera influencé par sa valeur relative au pic précédent. Par conséquent, nous intégrons une variable ENTCHM qui, aux points de la répartition des heures qui comportent des pics, correspond à la valeur relative du droit aux prestations au pic précédent, et qui est nulle aux autres points de la répartition des heures.

L'effet du barème des prestations d'AE sur la répartition des heures est isolé à partir de deux sources de variations dans les paramètres du programme. La première est la modification apportée au barème des prestations entre 1996 et 1997, comme on l'a vu plus tôt aux figures 1 à 3. La deuxième source est celle de la variation selon les régions connaissant des taux de chômage différents, en 1996 et en 1997. Comme le profil des changements dans les prestations entre 1996 et 1997 n'est pas le même dans toutes les régions en raison des taux de chômage qui diffèrent, on peut isoler l'effet du programme de l'effet des changements conjoncturels. Les résultats de l'analyse économétrique formelle présentés dans la section suivante utilisent des totalisations provenant des données de l'EPA pour juin 1996 et juin 1997. Ces totalisations indiquent la région pertinente aux fins du régime d'AE dans chaque enregistrement, ce qui nous permet d'exploiter pleinement toutes les variations transversales dans les taux de chômage régionaux. Parallèlement aux quatre mesures de l'AE et au taux de chômage régional selon l'AE, le modèle de la fonction de hasard comporte des covariables, notamment des variables nominales de la profession et de l'industrie, du niveau de scolarité, du sexe, de la situation de famille et de l'âge, de même qu'une variable nominale pour le secteur public. Le hasard a été modélisé en tant que fonction logit.

5.3 Résultats

On a fait une série de tests au sujet d'hypothèses séquentielles hiérarchisées pour déterminer le modèle le plus réduit des effets de l'assurance-emploi qui est conforme aux données. Les estimations des paramètres de l'AE à partir des spécifications retenues sont signalées au tableau 3. Une série complète de coefficients estimatifs est présentée au tableau A1 de l'annexe.

TABLEAU 3
Estimation des paramètres de l'AE, modèle de la fonction de hasard

	de 0 à 10 heures		de 11 à 20 heures		de 21 à 30 heures		de 31 à 40 heures	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
Exemption de l'AE	0,0604	0,0217	0,168	0,0856	—	—	—	—
ENTCH	—	—	—	—	-0,00722	0,0085	—	—
ENTCHP	-0,00504	0,0458	0,00877	0,022	0,0124	0,0032	-0,0134	0,0001
ENTCHM	—	—	—	—	—	—	-0,00504	0,0154
n	951687	—	875031		775768	—	627778	—

La variable nominale indiquant que les semaines de moins de 15 heures étaient exemptées des cotisations, n'entraînaient pas l'admissibilité et ne donnaient pas droit aux prestations en 1996, était statistiquement significative dans le modèle des 0 à 10 heures et dans le modèle des 11 à 20 heures. Les coefficients positifs montrent que les travailleurs étaient plus susceptibles d'accomplir des heures très réduites en vertu des anciennes règles de l'assurance-chômage qui excluaient ces horaires. La variable ENTCH était statistiquement significative dans le modèle des 21 à 30 heures, et la variable ENTCHM était statistiquement significative dans le modèle des 31 à 40 heures. Ces deux coefficients sont assortis d'un signe négatif, ce qui dénote une tendance à travailler un plus grand nombre d'heures suivant les nouvelles règles de l'AE. La variable ENTCHP, qui mesure la différence dans l'admissibilité au programme à un point donné de la répartition des heures et au pic suivant, est statistiquement significative dans les quatre modèles. Elle est assortie de signes négatifs dans les modèles des 0 à 10 heures et des 31 à 40 heures, ce qui dénote encore une fois une tendance à l'augmentation du nombre d'heures. Elle est assortie de signes positifs dans les modèles des 11 à 20 heures et des 21 à 30 heures, ce qui, à première vue, semble difficile à expliquer. Une explication plausible est que cette variable saisit l'augmentation du hasard dans ces segments à mesure que les travailleurs et les entreprises réorganisent les horaires de travail en fonction de l'imposition pour les semaines de moins de 15 heures. Même si nous avons un modèle permettant de saisir l'effet des mouvements selon la répartition des heures, qui sont attribuables à des changements dans le barème de prestations pour des horaires réduits, des mouvements semblables selon la répartition des heures, qui sont attribuables à des réactions au taux d'imposition, ne peuvent être isolés des effets de la pente.

5.4 Simulations

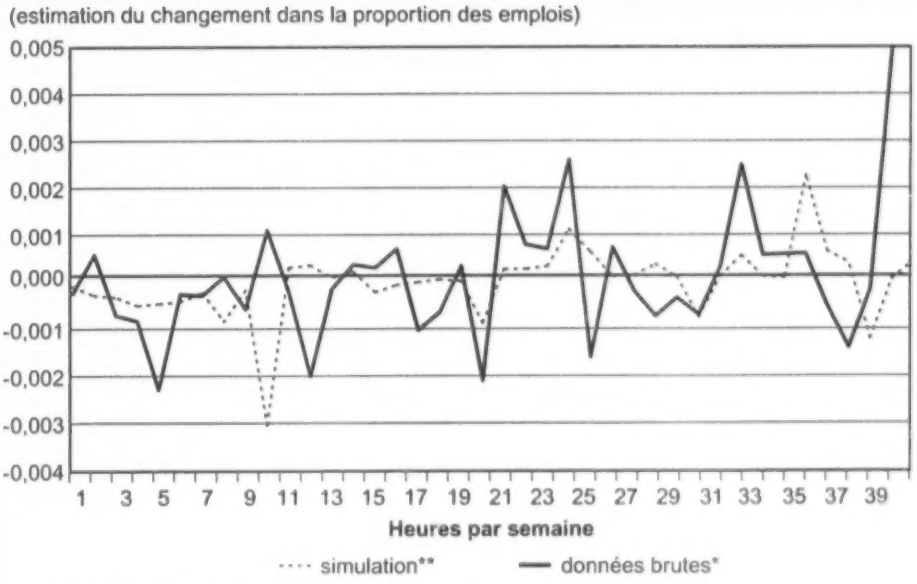
Les estimations des paramètres, produites dans le cadre de notre estimation économétrique, peuvent être utilisées pour faire des prévisions quant aux valeurs relatives à la densité des heures et à leur répartition cumulative. À cette fin, nous retenons deux scénarios. Le premier s'inspire des valeurs de l'admissibilité à l'AE et du droit aux prestations selon les règles d'AE, qui étaient réellement en vigueur en juin 1997. Le second s'inspire des mêmes valeurs de juin 1997, mais selon les anciennes règles de l'AC, pour répondre à la question hypothétique suivante : « Quelle aurait été la répartition des heures de travail en juin 1997 si les anciennes

règles de l'assurance-chômage avaient encore été en vigueur? ». La différence entre les valeurs prévues selon l'un ou l'autre de ces deux scénarios nous montre comment, selon les estimations tirées de notre modèle économétrique formel, les changements apportés au programme se sont répercutés sur la répartition des heures de travail en juin 1997.

Ces différences estimées sont analogues aux différences dans les fonctions de densité et de répartition cumulative calculées à partir des données brutes qui ont été présentées aux figures 6 et 7. Dans ces tracés, nous considérons les changements qui se sont produits entre 1995 et 1996 comme notre point de référence hypothétique. Dans le présent exercice, nous utilisons les valeurs prévues dans le cadre de notre modèle comme point de référence hypothétique. Les effets estimés du programme selon les données brutes et selon l'analyse économétrique formelle sont présentés ensemble à la figure 11. Les changements simulés provenant de l'estimation économétrique n'affichent pas le même profil fluctuant que les changements estimés à partir des données brutes. Les changements simulés à partir de l'estimation économétrique témoignent d'une réduction substantielle de la densité des heures à moins de 11 heures par semaine, puis affichent un profil mixte par la suite.

FIGURE 11

Estimation du changement dans la fonction de densité (proportion des emplois nécessitant x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE



* Selon des données brutes, reproduites de la figure 6.

**Selon la différence entre les probabilités simulées faisant appel aux coefficients estimés de la fonction de hasard, à des données de juin 1997 et aux paramètres de l'AE de 1997, et la fonction de densité simulée faisant appel aux paramètres de l'AC de 1996.

Même si les variations dans la densité des heures attribuables au programme de l'AE qui ont été estimées à partir des données brutes et à partir du modèle économétrique formel semblent assez dissemblables, les changements estimés dans la fonction de répartition cumulative des heures, qui sont illustrés à la figure 12, sont étonnamment semblables. La fonction de répartition cumulative aplanit les différences localisées entre la fonction réelle et la fonction simulée de la densité. Selon les estimations produites par le modèle de hasard, pratiquement tous les changements dans la répartition cumulative des heures entre juin 1996 et juin 1997 peuvent s'expliquer par des réactions aux modifications apportées au programme de l'AE.

Selon ces estimations, les changements apportés au programme se sont traduits par une réduction d'environ 5 p. 100 de la portion des emplois qui comptent moins de 11 heures par semaine, soit à peu près un demi-point de pourcentage. La répartition cumulative des heures, selon les estimations, est demeurée pratiquement inchangée entre 11 et 20 heures, et a augmenté entre 20 et 40 heures. Ce profil est conforme à une substitution, le segment des 0 à 10 heures étant remplacé par celui des 11 à 20 heures, et les segments des 0 à 10 heures et des 11 à 20 heures étant remplacés par ceux des 20 à 30 heures et des 30 à 40 heures. Aucune substitution significative ne ressort de ces données groupées pour les horaires comptant plus de 40 heures.

FIGURE 12
Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE

* Selon des données brutes, reproduites de la figure 7.
** Selon la différence entre les probabilités simulées faisant appel aux coefficients estimés de la fonction de hasard, à des données de juin 1997 et aux paramètres de l'AE de 1997, et la fonction de densité simulée faisant appel aux paramètres de l'AC de 1996.

5.5 Analyse des sous-groupes

Dans notre analyse théorique antérieure, nous avons expliqué que nous nous attendions à ce que le profil des changements dans les horaires soit différent selon les secteurs stables et les secteurs instables de l'économie. Ces prévisions, résumées au tableau 2, ont été faites à partir des indications empiriques illustrées aux figures 8, 9 et 10, qui montrent que les changements dans la répartition des heures ont été plus marqués dans les provinces de l'Atlantique ainsi que dans les industries saisonnières et celles qui se caractérisent par un roulement élevé que dans le reste de l'économie. Mais étant donné le nombre relativement limité d'observations dans ces sous-secteurs, il n'est pas possible d'estimer le modèle économétrique intégral. Nous estimons plutôt des modèles économétriques moins complexes qui nous donnent une idée des différences dans les réactions comportementales selon les secteurs.

Le tableau 4 présente certains résultats tirés d'analyses de régression logit de la probabilité qu'un emploi compte moins de 15 heures par semaine, puis entre 15 et 30 heures par semaine[3]. La première colonne présente les estimations des paramètres qui saisissent la différence

TABLEAU 4
Différence dans les coefficients logit estimés, probabilité d'heures réduites, de janvier à juin

	Estimation des paramètres 1997	Estimation des paramètres 1996	Différence 1997-1996	Différence statistique t
prob h<15				
Variable nominale de juin	-0,25	-0,20	-0,05	-1,03
Variable nominale de juin*, Maritimes	-0,14	-0,20	0,06	0,69
Variable nominale de juin*, industries à roulement élevé	-0,09	-0,03	-0,06	-0,89
n	94209	93902	—	—
prob 15<=h<=30				
Variable nominale de juin	-0,03	-0,10	0,07	2,06
Variable nominale de juin*, maritimes	-0,11	0,05	-0,16	-2,45
Variable nominale de juin*, industries à roulement élevé	0,00	0,09	-0,09	-1,90
n	94209	93902	—	—

[3] Les travaux empiriques présentés dans cette sous-section s'inspirent des fichiers à grande diffusion de l'Enquête sur la population active.

dans cette probabilité entre juin et janvier 1997 selon une régression de données combinées pour ces deux mois. La première rangée correspond à une variable nominale simple de déplacement pour juin 1997 par rapport au point de référence de janvier 1997; la deuxième rangée correspond à une variable nominale de déplacement, laquelle interagit avec une variable nominale pour les provinces de l'Atlantique; et la troisième rangée, à une variable nominale de déplacement, laquelle interagit avec une variable nominale pour les industries à roulement élevé. La deuxième colonne présente des coefficients estimés de ces mêmes variables nominales d'après un échantillon regroupé janvier/juin 1996. Les différences qui ressortent de ces estimations d'une année à l'autre, et qui sont indiquées dans la troisième colonne, saisissent l'effet possible du programme. La dernière colonne présente les statistiques t de la différence entre les estimations des paramètres.

Les coefficients des variables nominales simples de déplacement montrent une réduction qui n'est pas statistiquement significative de la probabilité qu'un emploi dans une industrie relativement stable à l'extérieur des provinces de l'Atlantique compte moins de 15 heures par semaine, et une augmentation statistiquement significative de la probabilité qu'un tel emploi compte entre 15 et 30 heures de travail par semaine. Ces variations sont conformes à une tendance à l'augmentation du nombre d'heures dans ces secteurs à la suite de l'entrée en vigueur de l'assurance-emploi.

Ni la variable d'interaction des provinces de l'Atlantique, ni celle des industries caractérisées par un roulement élevé ne sont statistiquement significatives dans l'équation des horaires inférieurs à 15 heures par semaine. Nous n'avions pas de données préalables très solides pour ces estimations, de sorte qu'il n'est pas surprenant de voir qu'elles ne sont pas statistiquement significatives. Les coefficients des variables d'interaction pour les provinces de l'Atlantique et les industries à roulement élevé témoignent d'une réduction statistiquement significative dans la fréquence des emplois comportant de 15 à 30 heures par semaine à l'endroit précis où nous nous attendrions à ce que la réaction à la réduction du droit aux prestations pour les emplois à temps partiel soit la plus marquée — c'est-à-dire dans les secteurs à roulement élevé qui dépendent de l'AE.

6. Conclusion

L'analyse empirique présentée ici démontre que l'intégration des emplois comptant moins de 15 heures par semaine au régime de l'AE et l'adoption d'une formule de calcul reposant sur les heures ont influencé sensiblement la répartition des heures de travail. Lorsque les données brutes sont présentées de façon à isoler l'effet de la version remaniée de l'Enquête sur la population active et les effets saisonniers, une tendance claire à la réduction du nombre d'emplois comportant des horaires très réduits se dégage. Sauf dans les industries saisonnières, on a constaté une substitution en faveur des emplois qui nécessitent moins de 35 à 40 heures de travail par semaine. Dans les industries saisonnières, la plus grande partie de la tendance est en faveur des emplois comptant plus de 40 heures par semaine, au détriment des emplois comptant moins de 40. L'attribution de paramètres aux changements apportés au programme de l'AE de façon à obtenir un modèle de fonction de hasard, a donné lieu à des estimations qui attribuent pratiquement tous les changements dans la répartition des heures au premier semestre de 1997 à des réactions comportementales aux incitatifs créés par le programme de l'AE. Une analyse économétrique plus poussée nous donne des indications formelles à l'appui des constatations faites à partir des données brutes, à savoir que le profil des changements est différent selon qu'il s'agit de secteurs stables ou de secteurs instables, et ce, conformément à l'interprétation comportementale.

Ces constatations ont diverses répercussions :

1) Les indications selon lesquelles la proportion des emplois qui comptent moins de 15 heures par semaine diminue laissent penser que la suppression de la distinction entre les semaines de plus de 15 heures et les semaines de moins de 15 heures a éliminé une distorsion significative dans les décisions de certains employeurs au sujet des heures de travail.

2) Lorsque ce sont les travailleurs qui rajustent leurs horaires de travail, ils atténuent une partie des effets négatifs que la réduction de l'admissibilité au programme et aux prestations comporterait autrement.

3) La tendance à adopter des horaires très longs dans les industries saisonnières s'explique peut-être par la réduction des mesures de partage des emplois qui, dans le passé, avaient été conçues par les travailleurs et les entreprises de ces industries pour qu'un grand nombre de personnes soient admissibles aux prestations d'assurance-chômage.

4) Les indications voulant que la proportion des emplois comptant entre 15 et 30 heures par semaine dans les secteurs instables diminue par rapport aux emplois comptant un plus grand nombre d'heures témoignent de l'apparition d'une nouvelle distorsion dans certaines décisions relatives aux horaires de travail. En effet, en vertu de l'ancien système fondé sur les semaines, les taux de prestations dépendaient de la rémunération, mais l'admissibilité et le droit aux prestations ne dépendaient pas des heures de travail

accomplies dans la semaine, du moment qu'au moins 15 heures étaient signalées. Selon le nouveau système fondé sur les heures, une semaine de travail à temps partiel n'est pas assurée aussi pleinement qu'une semaine de travail à temps plein. Il conviendrait que les chercheurs et les analystes des politiques publiques tiennent compte des répercussions de cette nouvelle distorsion lorsqu'ils examinent les répercussions socio-économiques plus vastes des décisions relatives aux heures de travail.

Bibliographie

DONALD, S.G., D.A. GREEN et H.J. PAARSCH. « Differences in Earnings and Wage Distributions Between Canada and the United States: An Application of a Semi-Parametric Estimator of Distribution Functions With Covariates », Université de la Colombie-Britannique, Département d'économique, *document de travail nº 95-34*, 1995.

GREEN, David A., et Harry J. PAARSCH. « The Effect of the Minimum Wage on the Distribution of Teenage Wages », Université de la Colombie-Britannique, Département d'économique, *document de travail nº 97-02*, 1996.

SUNTER, Deborah, Mark KINACK, Ernest AKYEAMPONG et Dan CHARRETTE. *L'Enquête sur la population active : élaboration d'un nouveau questionnaire pour 1997*. Statistique Canada, Division des enquêtes sur les ménages, 1996.

Annexe A

TABLEAU A1
Estimations du modèle de hasard

	de 0 à 10 heures		de 11 à 0 heures		de 21 à 30 heures		de 31 à 40 heures	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
coord. d'inter-ception	-5,645	0,0001	-5,8081	0,0001	-5,6765	0,0001	-7,371	0,0001
Secteur primaire	-0,4857	0,0032	-0,7646	0,0001	-0,7274	0,0001	0,1121	0,1466
ind. manuf., biens non durables	-0,5062	0,0001	-0,6999	0,0001	-0,6798	0,0001	0,5182	0,0001
ind. manuf., biens durables	-0,903	0,0001	-1,1726	0,0001	-1,1892	0,0001	0,4218	0,0001
construc.	-0,1082	0,4088	-0,2486	0,04	-0,0842	0,4847	0,2785	0,0001
transport	-0,5069	0,0001	-0,5022	0,0001	-0,2882	0,0085	0,629	0,0001
commerce en gros	-0,6153	0,0001	-0,8376	0,0001	-0,9498	0,0001	0,3613	0,0001
commerce en détail	-0,1611	0,1466	0,2845	0,004	0,3964	0,0001	0,7539	0,0001
fin., ass.et immobilier	-0,4045	0,001	-0,4198	0,0001	-0,1349	0,2122	0,9966	0,0001
services com-merciaux	0,0922	0,4133	0,1382	0,1719	0,2734	0,0081	1,091	0,0001
services personnels	-0,2713	0,0133	0,1705	0,0838	0,3217	0,0016	0,7161	0,0001
services aux entreprises	-0,0364	0,7462	-0,1443	0,1618	-0,1074	0,3118	0,7125	0,0001
adm. pub.	-0,301	0,0158	-0,3956	0,0005	-0,2106	0,0591	1,0462	0,0001
âge	-0,024	0,0001	-0,023	0,0001	-0,0103	0,0001	0,000821	0,1674
mariés	-0,2509	0,0001	-0,2151	0,0001	-0,039	0,0809	-0,0678	0,0001
femmes	0,38	0,0001	0,551	0,0001	0,7698	0,0001	0,6341	0,0001
secondaire	-0,6504	0,0001	-0,4794	0,0001	-0,098	0,0015	0,1772	0,0001
secondaire partiel	-0,4376	0,0001	-0,324	0,0001	-0,0212	0,5696	0,1214	0,0001
diplôme postsec.	-0,5652	0,0001	-0,4903	0,0001	-0,136	0,0001	0,1465	0,0001

TABLEAU A1 (suite)
Estimations du modèle de hasard

	de 0 à 10 heures		de 11 à 0 heures		de 21 à 30 heures		de 31 à 40 heures	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
bacc.	-0,5937	0,0001	-0,533	0,0001	-0,2053	0,0001	-0,0494	0,0357
sciences naturelles	-0,034	0,7645	-0,2571	0,0398	0,2836	0,0011	0,5759	0,0001
sciences sociales	0,3555	0,0003	0,6158	0,0001	0,5341	0,0001	0,3283	0,0001
religion	0,1843	0,4782	0,5162	0,0161	0,0628	0,7814	-1,3798	0,0001
enseigne-ment	0,5413	0,0001	0,65	0,0001	0,746	0,0001	-0,6054	0,0001
médecine	0,4041	0,0001	1,0112	0,0001	1,1142	0,0001	0,5014	0,0001
arts	1,5436	0,0001	0,9635	0,0001	0,7746	0,0001	0,3443	0,0001
travail de bureau	0,7345	0,0001	1,111	0,0001	0,9045	0,0001	0,8821	0,0001
ventes	0,7752	0,0001	1,1585	0,0001	0,9997	0,0001	0,5137	0,0001
services	1,0192	0,0001	1,184	0,0001	1,1195	0,0001	0,4559	0,0001
agriculture	0,7216	0,0001	0,824	0,0001	0,7162	0,0001	0,1856	0,0015
exploitation forestière	-0,0955	0,7438	0,193	0,4937	0,7433	0,0004	0,5494	0,0001
exploitation minière	-0,2954	0,3499	0,2153	0,4415	0,3317	0,1774	0,4233	0,0001
transfor-mation	0,2314	0,0461	0,5445	0,0001	0,6333	0,0001	0,3891	0,0001
usinage	-0,0153	0,9313	0,0218	0,9063	0,152	0,339	0,4764	0,0001
fabrication	-0,1557	0,1053	0,1858	0,0224	0,043	0,5679	0,4931	0,0001
construc.	-0,2336	0,059	0,2006	0,0639	0,2388	0,012	0,4841	0,0001
exploitation transports	0,6043	0,0001	1,1262	0,0001	0,7733	0,0001	-0,1625	0,0001
manu-tention	0,6444	0,0001	1,1641	0,0001	1,1253	0,0001	0,5946	0,0001
autres ouvriers qualifiés	0,4235	0,0093	0,9038	0,0001	0,6705	0,0001	0,6273	0,0001
secteur public	-0,1499	0,0016	-0,2484	0,0001	-0,2348	0,0001	0,2477	0,0001
base=2	1,1311	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=3	1,2903	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=4	1,7397	0,0001	—	—	—	—	—	—

TABLEAU A1 (suite)
Estimations du modèle de hasard

	de 0 à 10 heures		de 11 à 0 heures		de 21 à 30 heures		de 31 à 40 heures	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
base=5	1,9236	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=6	1,8481	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=7	1,2368	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=8	2,6145	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=9	0,8778	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=10	2,7179	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=12	—	—	1,9161	0,0001	—	—	—	—
base=13	—	—	0,2702	0,0097	—	—	—	—
base=14	—	—	1,0014	0,0001	—	—	—	—
base=15	—	—	2,5336	0,0001	—	—	—	—
base=16	—	—	2,1838	0,0001	—	—	—	—
base=17	—	—	0,4411	0,0001	—	—	—	—
base=18	—	—	1,43	0,0001	—	—	—	—
base=19	—	—	0,3316	0,0022	—	—	—	—
base=20	—	—	3,2111	0,0001	—	—	—	—
base=22	—	—	—	—	0,00566	0,9304	—	—
base=23	—	—	—	—	0,0528	0,4107	—	—
base=24	—	—	—	—	1,3308	0,0001	—	—
base=25	—	—	—	—	1,3561	0,0001	—	—
base=26	—	—	—	—	-0,3421	0,0001	—	—
base=27	—	—	—	—	-0,2347	0,001	—	—
base=28	—	—	—	—	0,7325	0,0001	—	—
base=29	—	—	—	—	-0,5943	0,0001	—	—
base=30	—	—	—	—	2,3676	0,0001	—	—
base=32	—	—	—	—	—	—	2,066	0,0001
base=33	—	—	—	—	—	—	0,6625	0,0001
base=34	—	—	—	—	—	—	0,5744	0,0001
base=35	—	—	—	—	—	—	3,2099	0,0001
base=36	—	—	—	—	—	—	2,0987	0,0001
base=37	—	—	—	—	—	—	1,8549	0,0001
base=38	—	—	—	—	—	—	3,591	0,0001
base=39	—	—	—	—	—	—	1,3459	0,0001
base=40	—	—	—	—	—	—	6,2504	0,0001

TABLEAU A1 (suite)
Estimations du modèle de hasard

	de 0 à 10 heures		de 11 à 0 heures		de 21 à 30 heures		de 31 à 40 heures	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
taux de chômage	-0,0302	0,0001	-0,0195	0,0001	-0,00892	0,0015	0,0121	0,0001
exemption de l'AE	0,0604	0,0217	0,168	0,0856	—	—	—	—
ENTCH	—	—	—	—	-0,00722	0,0085	—	—
ENTCHP	-0,00504	0,0458	0,00877	0,022	0,0124	0,0032	-0,0134	0,0001
ENTCHM	—	—	—	—	—	—	-0,00504	0,0154
exemption de l'AE	0,0604	0,0217	0,168	0,0856	—	—	—	—
ENTCH	—	—	—	—	-0,00722	0,0085	—	—
ENTCHP	-0,00504	0,0458	0,00877	0,022	0,0124	0,0032	-0,0134	0,0001
ENTCHM	—	—	—	—	—	—	-0,00504	0,0154